

Les hauts revenus face aux modifications des taux marginaux supérieurs de l'impôt sur le revenu en France, 1970-1996

Thomas Piketty^(*)

(*) CNRS, Cepremap.

Cet article reprend les principaux résultats d'une étude réalisée entre novembre 1997 et juillet 1998 à la Direction de la Prévision dans le cadre d'un contrat RCB. Toute personne intéressée par le texte intégral de cette étude, qui contient notamment l'ensemble des séries statistiques utilisées dans cet article, peut se le procurer en s'adressant au Cepremap ("Les hauts revenus face aux modifications des taux marginaux supérieurs de l'impôt sur le revenu en France, 1970-1996", document de travail du Cepremap n° 98-12, juillet 1998, 176 pages). Cet article a bénéficié des commentaires de participants à des séminaires à l'École Normale Supérieure, à Toulouse et à la Direction de la Prévision. Je suis particulièrement reconnaissant à F. Bourguignon, M. Gurgand, B. Salanié et à deux referees anonymes d'Économie et Prévision, dont les commentaires m'ont permis de clarifier de façon importante ma méthode d'estimation de l'élasticité du revenu imposable et la présentation des résultats obtenus. Les résultats et conclusions de cette étude sont uniquement ceux de leur auteur, et ils ne sauraient en aucun cas engager la Direction de la Prévision ou le Ministère des Finances. Tous les commentaires sont les bienvenus (thomas.piketty@ceprenmap.cnrs.fr).

L'objectif de cette étude est d'estimer l'impact des taux marginaux supérieurs de l'impôt sur le revenu (IR) sur le comportement des contribuables en France. Les taux marginaux du barème de l'IR sont-ils actuellement à un niveau tel que tout relèvement significatif se traduirait par une diminution suffisamment forte du revenu imposable pour que les recettes fiscales diminuent ? Autrement dit, le sommet de la "courbe de Laffer" a-t-il déjà été dépassé en France, et faut-il abaisser les taux marginaux supérieurs pour stimuler l'activité économique et permettre une progression des recettes fiscales ? Ou bien doit-on considérer que les effets désincitatifs des taux marginaux de l'IR sont suffisamment faibles pour qu'un relèvement des taux permette d'accroître les recettes, et inversement que toute diminution des taux se traduise inévitablement par une perte de recettes ?

Dans le cadre de cette étude, nous nous intéresserons donc à l'ensemble des facteurs qui font que le revenu imposable des contribuables peut varier en réponse à des modifications des taux marginaux. De façon générale, les effets désincitatifs de taux marginaux élevés sur les comportements individuels peuvent en effet prendre différentes formes. Tout d'abord, des taux marginaux élevés peuvent potentiellement conduire les contribuables à choisir de travailler moins, c'est-à-dire à réduire leur "offre de travail". Mais cette éventuelle réduction de l'offre de travail doit être envisagée dans un sens large, et non dans le sens étroit d'une réduction de la durée du travail, qui est la seule variable d'ajustement prise en compte par la littérature économétrique traditionnelle sur "l'élasticité de l'offre de travail". Par exemple, on peut imaginer que des taux marginaux élevés conduisent des cadres à consacrer moins d'effort à leur stratégie de promotion interne et d'ascension professionnelle, des entrepreneurs ou des professions libérales à consacrer moins d'énergie à la progression de leurs bénéfices, ou même des possesseurs de patrimoines à consacrer moins d'attention aux rendements de leurs placements. Enfin, des taux marginaux élevés peuvent conduire certains contribuables à développer différentes stratégies d'"optimisation fiscale" (voire de fraude fiscale ou de délocalisation) de façon à réduire le montant de leurs revenus effectivement soumis à l'impôt. Toutes ces variables d'ajustement concourent à la formation du revenu imposable, et elles sont potentiellement beaucoup plus importantes que les variations de la durée du travail offerte par les salariés, notamment si l'on s'intéresse aux revenus élevés. Outre que la frontière exacte entre ces différents types de comportements peut en pratique être assez ambiguë, tous ces effets désincitatifs ont la même valeur du point de vue des recettes fiscales : seul compte l'effet global des taux marginaux sur le montant du revenu imposable effectivement déclaré, indépendamment des comportements individuels spécifiques qui sont à l'origine de cet effet global. Dans cette étude, nous

Tableau 1 : la distribution du revenu fiscal déclaré et du revenu imposable en 1995

Revenu fiscal déclaré			Revenu imposable			
N.foyers fisc.	29958336		N.foyers fisc.	29958336		
rfisc.moyen	126057		rimp.moyen	86476		68,6
rfisc.médian	94888		rimp.médian	63706		
	rfisc.moy.	lim.inf.		rimp.moy.	lim.inf.	%rimp/rfisc
P90-100	403411	256189	P90-100	290810	177755	
P90-95	287273		P90-95	199685		69,5
P95-100	520147	329144	P95-100	381732	230183	
P95-99	408812		P95-99	291750		71,4
P99-100	963259	589531	P99-100	741825	431162	
P99-99,5	661192		P99-99,5	484953		73,3
P99,5-100	1265717	754057	P99,5-100	988474	558820	
P99,5-99,9	967034		P99,5-99,9	729328		75,4
P99,9-100	2459152	1426985	P99,9-100	2075102	1109499	
P99,9-99,99	1974986		P99,9-99,99	1628548		82,5
P99,99-100	6816325	3774938	P99,99-100	6094976	3307816	
P99,99-99,999	5524843		P99,99-99,999	4889172		88,5
P99,999-100	18461260	11217410	P99,999-100	16967380	10192690	91,9

Source : calculs de l'auteur à partir de l'échantillon léger de déclarations de revenus 1995 (cf. Piketty (1998c, tableau 3-1, p.29, et annexe F, pp.137-145)). Le taux de sondage moyen de l'échantillon est de 1/741 (40442 observations pour 29958336 foyers), mais il passe de 1/1338 sur P0-90 (20147 observations pour 26962502 foyers) à 1/741 sur P90-95 (2022 observations pour 1497917 foyers), 1/238 sur P95-99 (5036 observations pour 1199413 foyers), 1/99 sur P99-99,5 (1511 observations pour 149792 foyers), 1/41 sur P99,5-99,9 (2901 observations pour 119941 foyers), 1/5 sur P99,9-99,99 (5830 observations pour 26963 foyers), et 1/1 sur P99,99-100 (2995 observations pour 2995 foyers).

Lecture : "P90-100" regroupe les 10% des foyers fiscaux ayant le revenu fiscal (1^{er} tableau) ou le revenu imposable (2nd tableau) le plus élevé; leur revenu fiscal moyen est de 403411FF en 1995, et ils disposent tous de plus de 256189FF de revenu fiscal. "P95-100" regroupe les 5% des foyers fiscaux ayant le revenu le plus élevé, "P99-100" regroupe les 1% des foyers fiscaux ayant le revenu le plus élevé, etc.

Tableau 2 : la composition du revenu fiscal déclaré en 1995

En % :	BA	BIC	BNC	RGA	RF	RCM	SAL	PEN	
P0-100	1,2	3,4	3,3	0,3	2,5	2,8	63,1	23,4	100,0
P90-100	1,4	5,4	8,8	0,5	4,0	5,0	61,4	13,5	100,0
P95-100	1,6	6,4	12,1	0,7	4,6	6,8	57,2	10,6	100,0
P99-100	1,3	8,0	20,9	1,1	6,1	13,5	43,7	5,4	100,0
P99,5-100	1,3	8,5	22,8	1,1	6,3	17,8	38,4	3,8	100,0
P99,9-100	1,2	7,3	19,5	1,1	6,4	30,7	31,5	2,4	100,0
P99,99-100	0,8	6,8	11,2	0,6	5,4	53,3	20,7	1,4	100,0
P99,999-100	0,1	10,4	8,4	0,3	3,1	62,4	14,2	1,1	100,0
En % :	BA	BIC	BNC	RGA	RF	RCM	SAL	PEN	
P0-90	1,1	2,4	0,7	0,1	1,8	1,8	63,9	28,1	100,0
P90-95	1,1	3,7	2,7	0,2	2,8	1,8	69,2	18,6	100,0
P95-99	1,7	5,4	7,0	0,5	3,7	2,9	65,1	13,7	100,0
P99-99,5	1,5	7,0	17,3	1,1	5,6	5,4	53,8	8,3	100,0
P99,5-99,9	1,3	9,3	24,9	1,2	6,2	9,6	42,8	4,7	100,0
P99,9-99,99	1,3	7,5	22,6	1,3	6,8	22,0	35,6	2,8	100,0
P99,99-99,999	1,0	5,5	12,3	0,6	6,2	49,9	23,1	1,5	100,0
P99,999-100	0,1	10,4	8,4	0,3	3,1	62,4	14,2	1,1	100,0

Source : Cf. tableau 1.

Lecture : le revenu fiscal des 0,001% des foyers fiscaux ayant le revenu fiscal le plus élevé est composé pour 0,1% de bénéfices agricoles (BA), pour 10,4% de bénéfices industriels et commerciaux (BIC), pour 8,4% de bénéfices non-commerciaux (BNC), pour 0,3% de rémunération de gérants et associés (RGA), pour 3,1% de revenus fonciers (RF), pour 62,4% de revenus de capitaux mobiliers (RCM), pour 14,2% de salaires (SAL), et pour 1,1% de pensions de retraite (PEN).

nous intéresserons donc non pas à "l'élasticité de l'offre de travail" (entendue dans un sens étroit), mais à "l'élasticité du revenu imposable", c'est-à-dire à l'ampleur des variations de revenu imposable induites par des variations des taux marginaux d'imposition.

Cette extension de la notion traditionnelle d'élasticité est d'autant plus nécessaire que les revenus non-salariaux (ainsi que les revenus salariaux intensifs en primes, intéressement, etc.) prennent une importance croissante à mesure que l'on monte dans la hiérarchie des revenus, si bien que l'éventuel impact des taux marginaux supérieurs

de l'IR sur les revenus déclarés dans les tranches supérieures ne peut être convenablement évalué que si l'on adopte cette notion large d'élasticité (cf. tableaux 1 et 2). Les tableaux 1 et 2 permettent également de préciser les ordres de grandeur atteints pas les hauts revenus et les très hauts revenus dans la France des années 1990, ordres de grandeur qu'il est utile d'avoir présents à l'esprit pour la suite de cet article.

Le tableau 1 décrit la distribution des revenus 1995, déclarés à l'administration fiscale en 1996. La partie gauche du tableau décrit la distribution du revenu fiscal déclaré (avant tout abattement ou déduction),

et la partie droite la distribution du revenu imposable (après abattements et déductions, et en particulier après les abattements de 10% et 20%). Par la suite, nous nous concentrerons sur l'évolution de la distribution du revenu imposable, car c'est ce dernier qui est pris en compte par le barème de l'IR et qui détermine donc le taux marginal d'imposition. Les ordres de grandeur donnés par le tableau 1 pour le revenu moyen et le revenu médian sont bien connus. Le revenu fiscal moyen des quelques 30 millions de foyers fiscaux était en 1995 de 126057 francs, soit environ 10500 francs par mois. Compte tenu du fait que chaque ménage comprend en moyenne 1,3 foyers fiscaux⁽¹⁾, cela signifie que le revenu fiscal moyen des ménages était en 1995 de l'ordre de 164000 francs, soit environ 13700 francs par mois. Le revenu fiscal médian des foyers fiscaux était de 94888 francs, soit environ 7900 francs par mois, ce qui correspond à un revenu médian des ménages de l'ordre de 123000 francs, ou 10300 francs par mois. Ces ordres de grandeurs (entre 10000 et 11000 francs par mois de revenu médian, et environ 14000 francs par mois de revenu moyen) correspondent assez bien aux ordres de grandeurs mesurés par des enquêtes sur les revenus telles que l'enquête "Budget de Famille" conduite par l'Insee en 1995⁽²⁾. De même, la frontière du 10^{ème} décile, qui se situe à 256189 francs d'après le tableau 3-1, soit environ 21300 francs par mois, correspond bien aux ordres de grandeurs habituellement retenus, comme par exemple lors du récent débat sur la mise sous conditions de ressources des allocations familiales : environ 10% des ménages disposent de plus de 25000 francs par mois. Les notations introduites sur le tableau 1 pour décrire les centiles supérieurs de la distribution seront reprises dans la suite de cet article : "P90-100" désigne le groupe des 10% des foyers fiscaux ayant le revenu le plus élevé (c'est-à-dire le 10^{ème} décile de la distribution des revenus), "P90-95" désigne la moitié la plus pauvre de ce 10^{ème} décile, "P95-100" désigne le groupe des 5% des foyers fiscaux ayant le revenu le plus élevé, et ainsi de suite. "P99,999-100" regroupe donc les 0,001% des foyers fiscaux ayant le revenu le plus élevé, c'est-à-dire les 300 foyers fiscaux les plus aisés de France. Pour faire partie de ce groupe, il faut disposer de plus de 11,2 millions de francs de revenu fiscal, et les membres de ce groupe disposent en moyenne de près de 18,5 millions de revenu fiscal. Pour faire partie des 1% des foyers fiscaux ayant le revenu fiscal le plus élevé, c'est-à-dire des 300000 foyers fiscaux les plus fortunés, il faut disposer de plus de 589531 francs de revenu annuel (soit environ 49100 francs par mois), et les membres de ce groupe disposent en moyenne de 963259 francs de revenu fiscal (soit environ 80300 francs par mois). La frontière à dépasser pour faire partie de P99,9-100, c'est-à-dire des 0,1% des foyers fiscaux ayant le revenu fiscal le plus élevé, soit environ 30000 foyers, était en 1995 de 1426985 francs (environ 118900 francs par mois).

La tableau 1 indique également que le revenu imposable moyen était en 1995 de 86476 francs, soit environ 68,6% du revenu fiscal déclaré moyen, et que ce "taux d'imposabilité" est une fonction croissante du niveau de revenu, notamment à l'intérieur du centile supérieur. Le revenu imposable moyen des 0,001% des foyers fiscaux ayant le revenu imposable le plus élevé était ainsi de 16,967 millions de francs en 1995, soit 91,9% des 18,461 millions de francs de revenu fiscal moyen des 0,001% des foyers fiscaux ayant le revenu fiscal le plus élevé. Le fait que les taux d'imposabilité atteignent des niveaux aussi élevés pour les très hauts revenus s'explique par plusieurs facteurs : tout d'abord, à ces niveaux de revenus, les plafonnements des déductions et abattements de 10% et 20% sur les pensions et retraites sont généralement largement dépassés, si bien que les salaires et retraites imposables tendent à se rapprocher des salaires et retraites déclarés ; ensuite et surtout, les revenus de capitaux mobiliers occupent une place très importante pour les très hauts revenus, et ces revenus catégoriels sont imposables à 100% (au-delà d'un modeste abattement forfaitaire)⁽³⁾.

De fait, le tableau 2 confirme que la composition moyenne du revenu fiscal évolue de façon extrêmement rapide à l'intérieur du centile supérieur de la distribution. Tous foyers fiscaux confondus, les salaires et les pensions de retraites représentaient en 1995 plus de 86% du revenu fiscal déclaré (63,1% pour les salaires, et 23,4% pour les retraites). Ce pourcentage atteint 92% pour P0-90 (les 9 premiers déciles de la distribution) : 63,9% pour les salaires et 28,1% pour les retraites. La part des salaires et pensions pour P90-95 continue d'être supérieure à la moyenne de la distribution : 87,8%, dont 69,6% pour les salaires. La part des salaires continue d'être supérieure à la moyenne sur P95-99 : ces foyers disposent de 65,1% de leur revenu total sous forme de salaires. Mais à partir de P99, la part des salaires et des pensions baisse rapidement, et les revenus du patrimoine et des professions non-salariés deviennent progressivement majoritaires.

Au-delà de cette caractéristique bien connue, qui justifie que l'on s'intéresse à la notion d'élasticité du revenu imposable et non à la notion étroite d'élasticité de l'offre de travail, deux faits importants révélés par le tableau 2 méritent d'être retenus. Tout d'abord, il faut tout de même monter très haut dans la distribution du revenu pour que les salaires et pensions cessent d'être majoritaires. Les foyers de P99-99,5, c'est-à-dire de l'avant-dernier demi-centile, disposent en moyenne de 10 fois plus de revenus sous forme de salaires (53,8% de leur revenu total) que de revenus de capitaux mobiliers (5,4% de leur revenu total). La part des revenus de capitaux mobiliers ne dépasse celle des salaires qu'à partir de P99,99-100, c'est-à-dire pour les 3000 foyers fiscaux les plus riches, et ce bien que l'année 1995 soit une année particulièrement haute pour les

revenus de capitaux mobiliers⁽⁴⁾. Ce résultat n'est pas véritablement étonnant : il exprime simplement le fait qu'il est beaucoup plus courant de disposer de 80000 francs de revenu mensuel (ce qui représente le revenu mensuel moyen de P99-100) grâce à son salaire de cadre supérieur dans une grande entreprise que de disposer du même revenu grâce à ses loyers et à ses dividendes. Le second enseignement important est que si la part des salaires et pensions diminue régulièrement de P90-95 à P99,999-100 et que celle des revenus de capitaux mobiliers augmente régulièrement de P90-95 à P99,999-100, il n'en va pas de même de la part des BIC, des BNC et des revenus fonciers, qui connaissent des évolutions beaucoup plus complexes. En effet, l'importance de ces trois catégories de revenus augmente régulièrement jusqu'à P99,5-99,9, puis se met à décroître à l'intérieur de P99,9-100, pour céder la place aux revenus de capitaux mobiliers, qui pour les 300 foyers les plus riches deviennent trois fois plus importants que l'ensemble des BIC, BNC et revenus fonciers. Autrement dit, les très très hauts revenus reposent davantage sur leurs placements financiers que sur leurs loyers ou leurs activités non-salariées, contrairement aux très hauts revenus, pour qui ces sources de revenus sont prépondérantes. Remarquons également que la part des BIC augmente à nouveau au niveau de P99,999. Cela traduit le fait que si de façon générale il existe beaucoup plus de médecins et d'avocats, que de commerçants parmi les foyers aisés (la part des BNC est de 20,9% dans P99-100, contre 8,0% pour les BIC, bien que les BIC comme les BNC représentent en moyenne 3,3-3,4% de l'ensemble des revenus des foyers), il existe cependant un petit nombre de gros commerçants et d'entrepreneurs très très aisés (la part des BIC augmente à 10,4% dans P99,999-100, contre 8,4% pour les BNC)⁽⁵⁾.

Précisons enfin que le fait que nous choisissons de nous concentrer sur les hauts revenus déclarés à l'IR ne signifie aucunement que la tranche supérieure de l'IR constitue le principal enjeu en matière de réforme fiscale. Il est bien connu en effet que cette tranche a une importance budgétaire relativement limitée (bien que non totalement négligeable dans un contexte budgétaire restrictif), du fait du faible nombre de contribuables concernés. Actuellement, environ 210000 foyers fiscaux (environ 0,7% du nombre total de foyers) se trouvent dans la tranche supérieure du barème de l'IR, c'est-à-dire que 210000 foyers sont soumis à un taux marginal de 54% sur la fraction de leur revenu imposable par part de quotient familial supérieure à 291270 francs (pour les revenus de 1997). L'assiette totale de la tranche supérieure est de l'ordre de 75 milliards de francs, soit environ 2,9% du revenu imposable total de l'ensemble des foyers fiscaux⁽⁶⁾. Autrement dit, les recettes supplémentaires procurées par le relèvement de 1 point du taux marginal supérieur (de 54% à 55%) de la tranche supérieure seraient de l'ordre de 750 millions de FF, de même que les recettes perdues en cas d'abaissement de 1 point (en

supposant que les revenus déclarés demeurent inchangés dans les deux cas). Si l'on pouvait taxer à un taux marginal de 100% les revenus de la tranche supérieure (ce qui reviendrait à imposer un revenu légal maximal de 291270 francs par part de quotient familial) sans induire la moindre perte de revenu déclaré, alors les recettes supplémentaires seraient de l'ordre de 35 milliards de francs, soit à peine plus de 10% des recettes totales de l'IR (environ 300 milliards). La raison pour laquelle nous nous concentrons sur les hauts revenus découle simplement du fait qu'aucun autre groupe de revenu n'a connu des variations de taux marginaux aussi importantes. Cette raison pragmatique explique également pourquoi la plupart des estimations de l'élasticité du revenu imposable vis-à-vis des taux marginaux de l'impôt sur le revenu se concentrent sur les hauts revenus (cf. par exemple les études américaines citées dans la deuxième partie *infra*). En outre, l'avantage d'une estimation fondée sur les hauts revenus est que les élasticités obtenues peuvent légitimement être considérées comme des bornes supérieures pour les élasticités caractérisant les autres groupes de revenus. En effet, les hauts revenus, en particulier du fait de la multiplicité de leurs sources de revenus et de la prépondérance de leurs revenus non-salariés, disposent potentiellement de beaucoup plus d'opportunités que les revenus moyens pour faire varier leur revenu imposable en fonction de leurs incitations financières. Les hauts revenus sont donc vraisemblablement plus "élastiques" que les revenus moins élevés⁽⁷⁾. Par exemple, s'il apparaissait que des variations importantes du taux marginal supérieur induisent des variations faibles des revenus de la tranche supérieure, alors on pourrait raisonnablement en déduire qu'il en irait de même pour les tranches inférieures. Bien que la tranche supérieure de l'IR ait en elle-même une importance budgétaire relativement limitée, l'étude des fluctuations de la tranche supérieure permet donc d'évaluer les effets incitatifs d'éventuelles réformes aux conséquences budgétaires beaucoup plus importantes, telles que les baisses générales des taux du barème de 1993 ou 1996, qui ont conduit à des pertes importantes de recettes fiscales (si les recettes perçues par l'État en 1997 (ou en 1998) au titre de l'impôt sur le revenu représentaient le même pourcentage du revenu imposable qu'en 1992, alors l'État disposerait de recettes supplémentaires de l'ordre de 70 milliards de francs)⁽⁸⁾.

La suite de cet article est organisée de la façon suivante. La première partie décrit la méthodologie et les données utilisées pour estimer l'élasticité du revenu imposable. La deuxième partie décrit l'évolution des règles de calcul de l'IR en France de 1970 à 1996, et tout particulièrement les modifications de taux marginaux que nous utilisons pour nos estimations de l'élasticité du revenu imposable. La troisième partie présente les résultats de ces estimations, et la dernière partie conclut.

La méthodologie utilisée

Estimateurs en "simple-différence", "double-différence" et "triple-différence"

Comment mesurer l'élasticité du revenu imposable ? Par exemple, comment prédire quels seraient les conséquences d'un abaissement ou d'un relèvement du taux marginal supérieur de l'impôt sur le revenu (actuellement de 54%) sur le niveau des revenus déclarés dans cette tranche d'imposition ? La méthode la plus naturelle pour répondre à cette question consiste à étudier minutieusement quel a été l'impact des modifications de taux marginaux qui sont intervenues dans le passé sur le revenu imposable des contribuables concernés. Cette méthodologie, fondée sur la notion d'"expérience naturelle", a été beaucoup sollicitée par la littérature récente sur les incitations⁽⁹⁾. Mais pour qu'une telle méthodologie puisse conduire à des estimations fiables, plusieurs conditions doivent être remplies. La difficulté centrale est en effet que les revenus des différents groupes de contribuables évoluent pour toutes sortes de raisons (facteurs liés au cycle macroéconomique, éventuels *trends* de moyen ou long terme sur les inégalités, etc.) qui n'ont rien à voir avec la fiscalité, si bien qu'il faut être extrêmement prudent avant d'attribuer à la fiscalité un changement observé dans les revenus déclarés. Par exemple, si l'on observe que les revenus déclarés par les 1% des contribuables ayant le revenu le plus élevé augmentent de façon importante par rapport à la moyenne des revenus, et que l'on sait par ailleurs que les taux marginaux applicables à ce groupe de contribuables ont baissé, alors ces informations ne sont évidemment pas suffisantes pour conclure à une élasticité importante du revenu imposable. Le problème de cet estimateur en "simple-différence" est en effet qu'il ne prend pas en compte tous les autres facteurs qui peuvent faire que les hauts revenus progressent plus vite que la moyenne. En particulier, il est impératif de prendre en compte le fait que les hauts revenus manifestent dans tous les pays une nette tendance pro-cyclique. Les hauts revenus ont en effet toujours tendance à progresser plus vite que la moyenne durant les périodes de forte croissance, et inversement à progresser moins vite que la moyenne durant les périodes de faible croissance ou de récession, ce qui s'explique notamment par la pro-cyclicité des revenus de capitaux mobiliers et des bénéfices des professions non-salariés et la sur-représentation de ces catégories de revenus parmi les hauts revenus, ainsi que par la pro-cyclicité des compléments de rémunération (primes, intéressement, etc.) dont bénéficient souvent les salaires élevés⁽¹⁰⁾. Cette difficulté est d'autant plus importante que les baisses des taux marginaux supérieurs de l'IR ont souvent tendance à intervenir dans les périodes où les gouvernements peuvent se permettre des pertes (au

moins temporaires) de recettes fiscales, c'est-à-dire dans les périodes de forte croissance (et inversement pour les hausses de taux). Cette endogénéité des réformes fiscales est très claire aux États-Unis (Reagan a dû attendre 1986 pour lancer sa grande réforme fiscale et il aurait difficilement pu se le permettre durant la récession du début des années 1980) et elle est également perceptible en France : même si la conjoncture macroéconomique n'était évidemment pas le seul motif, il est clair que l'état calamiteux des finances publiques durant la récession du début des années 1980 a contribué à justifier les hausses des taux marginaux supérieurs décidées par le gouvernement Mauroy en 1981-1982 (certaines "majorations exceptionnelles" faisaient même explicitement référence au renflouement de l'assurance-chômage, lourdement déficitaire en 1980-1981), et inversement que la bonne conjoncture internationale a rendu plus facile les baisses des taux marginaux supérieurs décidés par le gouvernement Chirac en 1986-1987. Autrement dit, les expériences disponibles ne sont jamais totalement "naturelles", et toute la difficulté consiste à se donner les moyens de prendre en compte ces biais.

Une première façon de procéder consisterait à utiliser à un estimateur en "double-différence", c'est-à-dire à faire la différence entre le taux d'évolution des revenus des contribuables concernés par la variation des taux marginaux d'imposition (le "groupe test") et le taux d'évolution des revenus d'un groupe de contribuables dont les taux marginaux d'imposition n'ont pas (ou peu) changé (le "groupe de contrôle"). Si le "groupe de contrôle" est suffisamment proche du "groupe test", alors on peut espérer que la conjoncture macroéconomique affecte les revenus des deux groupes de la même façon, si bien que la différence entre les deux taux d'évolution devrait en principe mesurer l'effet résiduel de la fiscalité. Cette méthode d'estimation en "double-différence" a notamment été appliquée par Feldstein (1995), qui compare l'évolution entre 1985 et 1988 des revenus déclarés par les contribuables concernés par la réduction à 28% du taux marginal supérieur de l'IR fédéral américain survenue en 1986 et l'évolution des revenus déclarés par les contribuables situés immédiatement au-dessous du seuil de la tranche supérieure. Feldstein constate que les revenus du "groupe test" ont progressé sensiblement plus vite que ceux du "groupe de contrôle", et il estime ainsi des élasticités du revenu imposable extrêmement élevées (de l'ordre de 1)⁽¹¹⁾. Feldstein applique ensuite ces résultats à la hausse des taux marginaux supérieurs mise en place par l'administration Clinton en 1993 (relèvement à 39,6% du taux marginal supérieur, et déplafonnement intégral de la cotisation sociale de 5,8% servant à financer Medicare), et il prédit que les gains de recettes fiscales seront extrêmement faibles, voire nuls (même s'il ne va pas jusqu'à prédire que l'effet sur les recettes fiscales sera négatif)⁽¹²⁾.

Le problème est que cet estimateur en "double-différence" ne permet pas de prendre correctement en compte les effets du cycle économique. Nous verrons en effet que la pro-cyclicité des hauts revenus est également très forte parmi les hauts revenus, et en particulier à l'intérieur du centile supérieur : les revenus déclarés par la moitié supérieure du centile supérieur (P99,5-100) progressent toujours sensiblement plus vite que les revenus déclarés par la moitié inférieure du centile inférieur (P99-99,5) durant les périodes de forte croissance (et inversement en récession), et ce y compris en l'absence de toute modification des taux marginaux (cf. graphique 2 *infra*). Cela implique que le "groupe de contrôle" constitué par les contribuables se trouvant immédiatement au-dessous du seuil de la tranche supérieure (et *a fortiori* par les contribuables nettement au-dessous) n'est en fait pas un bon "groupe de contrôle", et ce en particulier quand on étudie des périodes de forte croissance, comme le fait Feldstein avec les années 1985-1988. C'est pourquoi l'étude de Feldstein, ainsi que les multiples études sur données américaines s'appuyant sur le même type de méthodologie,⁽¹³⁾ ne font guère l'unanimité aux États-Unis. Un autre reproche fréquemment adressé à l'étude de Feldstein est qu'en comparant seulement deux années (1985 et 1988), ce type d'études ne permet pas de prendre en compte les phénomènes de reports purement temporaires, et qui peuvent venir renforcer les effets purement mécaniques dus au cycle économique. L'expérience américaine a en effet montré qu'une forte variation des taux marginaux concernant les hauts revenus pouvait parfois induire des variations très importantes du revenu déclaré durant l'année suivant immédiatement la réforme, bien que ces variations puissent disparaître ensuite au bout de quelques années. Par exemple, Goolsbee (1997) a montré de façon convaincante que le relèvement du taux marginal supérieur de l'IR fédéral américain en 1993 avait causé en 1993 une baisse importante du revenu déclaré par les contribuables concernés, mais que dès 1994 les hauts revenus avaient repris leur *trend* des années précédentes. La baisse purement temporaire observée en 1993 était due en grande partie à la baisse des plus-values, qui aux États-Unis sont soumises au barème progressif, et que les contribuables concernés ont massivement réalisé en 1992 (dès l'annonce de la réforme applicable en 1993), et plus généralement aux multiples formes de rémunérations dont les hauts revenus peuvent décider d'avancer ou de retarder de quelques années la date officielle d'encaissement (primes de cadres supérieurs, bénéfices de non-salariés, etc.). Goolsbee en conclut que la véritable élasticité à long terme du revenu imposable est en fait extrêmement faible, ce qui peut permettre d'expliquer pourquoi les recettes fiscales ont progressé depuis 1994 au même rythme que les augmentations de taux d'imposition décidées en 1993, contrairement aux prédictions de Feldstein. D'autres études

américaines récentes ont montré que le même type de phénomène de transferts de revenus s'était produit dans un sens opposé lors de la réforme fiscale de 1986, ce que Feldstein avait "oublié" de prendre en compte⁽¹⁴⁾.

Afin de dépasser ces difficultés liées à une application trop mécanique de l'estimateur en "double-différence", nous utiliserons deux méthodes distinctes. Une première méthode consiste à utiliser l'estimateur en "double-différence", mais en s'appuyant sur des données annuelles portant sur une période sensiblement plus longue que celle étudiée dans les études américaines. De cette façon, on peut espérer pouvoir identifier et comparer deux années se situant à des points similaires du cycle macroéconomique, et éliminer ainsi le biais lié à la pro-cyclicité des hauts revenus. Nous appliquerons cette méthode sur données annuelles françaises couvrant l'ensemble de période 1970-1996, en exploitant les plus fortes variations des taux marginaux supérieurs de la période (création de la tranche à 65% et majorations exceptionnelles en 1981-1982, suppression de la tranche à 65% et abaissement des taux supérieurs du barème en 1986-1987), mais nous verrons qu'elle n'est pas totalement satisfaisante : il est en effet très difficile d'identifier deux années qui soient exactement au même point de leur cycle économique respectif, d'autant plus que les réformes fiscales utilisées sont souvent inversées par d'autres réformes fiscales avant même la fin du cycle économique courant.

Une seconde méthode, nettement plus satisfaisante, consiste à exploiter les modifications apportées au mécanisme français du quotient familial (QF) et à utiliser un estimateur en "triple-différence". L'immense avantage du mécanisme français du QF, unique en son genre parmi les grands pays développés, est qu'il permet d'identifier des "groupes de contrôle" relativement fiables, sous la forme de groupes de contribuables dont le niveau de revenu imposable est exactement le même que ceux du "groupe test", mais qui ne sont pas concernés par les mêmes variations de taux marginaux d'imposition, du fait d'un nombre de parts de QF différent de celui du "groupe test". De telles situations n'existent pas dans les autres pays, car les mécanismes d'imposition fondés sur des déductions forfaitaires pour charges de famille conduisent à des taux marginaux d'imposition généralement très proches pour des contribuables ayant des revenus similaires mais des charges familiales différentes, et surtout à des variations de taux marginaux d'imposition similaires pour tous les contribuables ayant le même niveau de revenu. De ce point de vue, la mise en place en France en 1981 du plafonnement des effets du quotient familial constitue une "expérience naturelle" particulièrement intéressante, car ce plafonnement n'avait aucune conséquence ni pour les foyers fiscaux de célibataires ayant une seule part de QF, ni pour les

foyers de couples mariés ayant 2 parts de QF. Par exemple, la mise en place du plafonnement du QF a conduit un certain nombre de contribuables célibataires ayant 1,5 ou 2 parts de QF à passer directement de la tranche d'imposition à 40% en 1980 à la tranche à 55% en 1981, alors que les contribuables célibataires ayant 1 part de QF et le même niveau de revenu voyaient leur taux marginal inchangé ; pour les mêmes raisons, certains groupes de couples mariés ayant 1 ou 2 enfants à charge sont passés directement de la tranche à 50% à la tranche à 65%, alors que les couples mariés sans enfant à charge et le même niveau de revenu voyaient leur taux marginal inchangé. De même, le plafonnement spécial mis en place en 1986 pour le premier enfant à charge des contribuables célibataires a conduit à une forte hausse du taux marginal applicable aux contribuables concernés, alors que tous les autres contribuables, et en particulier les contribuables ayant exactement le même niveau de revenu mais une configuration familiale légèrement différente, voyaient au contraire leurs taux marginaux d'imposition baisser du fait de la baisse générale des taux du barème (cf. troisième partie *infra* pour un bref rappel des règles de calcul de l'IR français de 1970 à 1996). Ce type d'épisode, unique à la France, nous permettra d'utiliser un estimateur en "triple-différence", consistant à estimer l'élasticité du revenu imposable en faisant la différence entre les différences de taux d'évolutions observés pour différents centiles et pour différents groupes de QF. Nous ne prétendons pas que cet estimateur conduit à une méthode parfaitement satisfaisante d'estimation de l'élasticité du revenu imposable, méthode qui évidemment n'existe pas, mais il nous semble néanmoins que cette méthode constitue un réel progrès par rapport aux estimateurs en "double-différence" utilisés antérieurement, et en particulier permet de répondre aux critiques généralement formulées à l'encontre de la méthodologie des "expériences naturelles"⁽¹⁵⁾. Les formules mathématiques correspondants à ces différents estimateurs (en "simple-différence", en "double-différence" et en "triple-différence") sont données dans l'annexe 1 placée à la fin de cet article.

Les données utilisées

Quelle que soit la méthode utilisée ("double-différence" ou "triple-différence"), on voit l'intérêt de disposer de données annuelles portant sur une période relativement longue. La périodicité annuelle est indispensable afin de prendre en compte la pro-cyclicité des hauts revenus dans le cas de la méthode par "double-différence", et plus généralement afin de pouvoir observer les éventuels perturbations purement temporaires qui caractérisent souvent les hauts revenus (cf. *supra*). L'observation d'une période relativement longue est également indispensable, afin de pouvoir se faire une idée sur les éventuels *trends* de moyen et long terme caractérisant l'inégalité des revenus, *trends* qui sont par nature susceptibles de biaiser n'importe

quelle méthode d'estimation. Idéalement, une telle étude devrait donc être menée à partir d'une série d'échantillons représentatifs de déclarations de revenus permettant d'étudier de façon fine l'évolution de la répartition des hauts et des très hauts revenus soumis à l'IR sur la période 1970-1996. Malheureusement, les échantillons de déclarations constitués chaque année par la DGI ne sont disponibles sous un format informatique exploitable que pour la période 1988-1996. L'Insee effectue des enquêtes sur les "Revenus fiscaux" des ménages à partir d'échantillons de déclarations de revenus depuis 1956, mais ces enquêtes ne sont menées que tous les 5-6 ans, si bien qu'elles ne permettent pas de prendre en compte correctement la cyclicité des hauts revenus. En outre, contrairement aux échantillons constitués par la DGI, qui au-delà d'un certain niveau de revenu contiennent toutes les déclarations de revenus déposées en France métropolitaine, le taux de sondage des enquêtes "Revenus fiscaux" de l'Insee ne permet pas une étude suffisamment fine des très hauts revenus⁽¹⁶⁾.

Il est donc apparu que la seule source statistique permettant d'étudier l'évolution de la distribution du revenu imposable de façon continue sur longue période était constituée par les états statistiques portant sur l'ensemble des déclarations déposées par les contribuables (les "États 1921"), et que l'administration fiscale établit chaque année depuis que l'IR existe. Ces statistiques étaient publiés chaque année jusqu'au début des années 1980 dans "Statistiques et Etudes Financières" ; ils ne sont plus publiés nulle part depuis le remplacement de cette revue au cours des années 1980 par "Les Notes Bleues de Bercy", publication au contenu statistique nettement plus modeste, mais ces états statistiques constituent toujours des documents publics, que toute personne intéressé peut se procurer en s'adressant au service de documentation (SESDO) de la DGI. On peut également regretter que le niveau de revenu (en francs courants) de la tranche supérieure utilisée dans ces états statistiques n'ait pratiquement pas été ajustée depuis 1959, mais il reste que le grand mérite de ces documents est d'exister de façon continue sur longue période. Ce sont ces données qui nous ont permis d'estimer l'évolution de la part des hauts revenus dans le revenu imposable total pour chaque année de la période 1970-1996. Le choix des sources statistiques mobilisables pour cette étude, l'ensemble des tableaux statistiques et des procédures d'estimations utilisées, ainsi que les résultats des principaux tests de fiabilité effectués, sont décrits de façon détaillée dans une série d'annexes techniques que tout lecteur intéressé peut consulter en se reportant à la version complète de cette étude (cf. Piketty (1998c, annexes A à H, pp.77-156)). Ces annexes techniques contiennent toutes les informations et calculs intermédiaires nécessaires pour que tous nos calculs puissent être reproduits étape par étape, des données

brutes des États 1921 (que toute personne intéressée peut se procurer) aux estimations finales. Nous nous contentons de donner ici les principales informations nécessaires pour une bonne compréhension de la suite de cet article.

Les statistiques fiscales annuelles des États 1921 ne peuvent en effet pas être utilisées à l'état brut, et elles exigent un travail statistique relativement fastidieux avant de pouvoir servir à l'estimation de l'élasticité du revenu imposable. Les États 1921 contiennent des tableaux statistiques sur le nombre de contribuables et le montant des revenus déclarés en fonction d'un certain nombre de tranches de revenu imposable exprimées en francs courants (les seuils nominaux des tranches utilisées dans ces tableaux étant ajustés relativement peu fréquemment), si bien que l'inflation et la croissance générale des revenus réels rendent les chiffres bruts difficilement comparables d'une année sur l'autre. Nous avons donc utilisé les chiffres de ces tableaux pour estimer chaque année les paramètres structurels de la distribution du revenu imposable des hauts et des très hauts revenus, paramètres qui nous ont ensuite permis d'estimer la part dans le revenu imposable total des revenus des 10% de foyers fiscaux ayant le revenu imposable le plus élevé, des 5% ayant le revenu imposable le plus élevé, des 1%, des 0,5%, etc..., pour chaque année de la période 1970-1996. Ces estimations ont été réalisées tout d'abord pour l'ensemble des foyers fiscaux, puis séparément pour les foyers fiscaux ayant 1 part, 1,5 parts, 2A parts, 2B parts, 2,5 parts et 3 parts de quotient familial (cf. deuxième partie *infra* sur l'évolution de la législation du QF et sur les raisons pour lesquelles nous n'avons pas cherché à aller au-delà de 3 parts). Tous les résultats et analyses présentés dans cette étude sont issus de cette procédure d'estimation, les échantillons de déclarations de la DGI (1988-1995) et les enquêtes "Revenus fiscaux" de l'Insee (1970, 1975, 1979, 1984 et 1990) ayant uniquement été utilisés pour tester la fiabilité de nos estimations (ainsi que pour estimer l'évolution du nombre et du revenu imposable total des différents groupes de QF, les États 1921 ne prenant en compte les foyers non-imposables que depuis les revenus de 1985). Le lecteur intéressé peut trouver les résultats complets de ces estimations, pour chaque année de la période 1970-1996, et pour chaque groupe de QF, dans les tableaux 3-3 et 3-4 (pp.34-35), 4-1 et 4-2 (pp.48-49), D-6 (p.115), D-8 (p.117), D-10 (p.119), D-12 (p.121) et D-14 (p.123) de Piketty (1998c). Ce sont ces résultats que nous utilisons dans les estimations de l'élasticité du revenu imposable présentées dans cet article, sans aucune correction⁽¹⁷⁾.

Cette procédure d'estimation de la distribution des hauts revenus à partir des États 1921 permet d'obtenir des estimations extrêmement précises de l'évolution des hauts revenus, car la distribution des hauts revenus est remarquablement bien approximée

par une loi de Pareto. La propriété caractéristique de la loi de Pareto est que le revenu moyen des contribuables dont le revenu est supérieur à un certain seuil de revenu est toujours égal au produit d'une constante b et de ce seuil de revenu, cette constante b ne dépendant pas (ou peu) du seuil de revenu considéré (cf. l'annexe 2 placée à la fin de cet article pour une description mathématique de la loi de Pareto). En France, b est de l'ordre de 1,7-1,8 sur l'ensemble de la période 1970-1996. Il suffit donc d'estimer ces paramètres structurels pour une année donnée pour connaître l'ensemble de la distribution des hauts revenus de cette année⁽¹⁸⁾. Nous avons comparé de façon détaillée les résultats obtenus avec les estimations issues des échantillons de déclarations de revenus de la DGI, qui contiennent toutes les déclarations au-delà d'un certain niveau de revenu, et qui permettent donc (par définition) des estimations parfaitement précises de la part des hauts revenus. La conclusion est que les marges d'erreur sont inférieures à 0,1-0,2%. Ces marges d'erreur sont totalement négligeables comparées à l'ampleur des fluctuations observées d'une année sur l'autre (cf. Piketty (1998c, annexe E, pp.125-136)). En particulier, ces estimations fournissent des informations extrêmement précises sur les évolutions observées à l'intérieur du centile supérieur des différentes distributions de revenu, informations qui nous seront très utiles pour estimer l'élasticité du revenu imposable.

Une méthodologie similaire avait déjà été utilisée par Feenberg et Poterba (1993) afin d'estimer l'évolution des centiles supérieurs de la distribution américaine du revenu imposable sur la période 1950-1989. En comparant les résultats de leurs estimations aux échantillons de déclarations disponibles pour la période récente, Feenberg et Poterba aboutissent également à la conclusion que cette procédure d'estimation conduit à des résultats extrêmement fiables⁽¹⁹⁾. Mais cette procédure d'estimation est en réalité beaucoup plus ancienne, puisqu'elle remonte à Pareto, qui en 1896 l'utilisait pour analyser les statistiques fiscales de l'époque. Cette méthode est également au centre du volumineux ouvrage de Kuznets (1953), qui l'utilise pour estimer à partir des statistiques fiscales américaines l'évolution de la part des 10% des revenus les plus élevés, des 1%, etc., sur la période 1913-1948, estimations qui donneront naissance à la courbe du même nom. De façon générale, cette technique est la seule façon de convertir des données par tranches de revenu en séries homogènes et économiquement intelligibles, et elle est au fondement de toutes les études historiques de longue période sur les revenus, ainsi que de toutes les études portant sur des pays où les fichiers informatiques exploitables sont rares et seules quelques tabulations sont disponibles⁽²⁰⁾.

Apparemment, les statistiques fiscales françaises n'avaient jamais été utilisées de cette façon. En

particulier, les rapports du Conseil des Impôts portant sur l'impôt sur le revenu se contentent de reproduire les chiffres bruts issus des États 1921, sans aucune tentative pour homogénéiser les chiffres ou établir des séries continues sur la répartition des revenus imposables⁽²¹⁾. Il en va de même des études sur l'impôt sur le revenu effectuées par la DGI et publiées chaque année dans "Statistiques et Etudes Financières" jusqu'à la disparition de cette publication du Ministère des Finances dans les années 1980, qui se contentent généralement de décrire les principales variations enregistrés dans les États 1921 d'une année sur l'autre⁽²²⁾. L'Insee a consacré des publications importantes à chacune des enquêtes "Revenus fiscaux" effectuées depuis 1956, mais, outre que ces études raisonnent en termes de ménages et non de foyers fiscaux et qu'elles ne s'intéressent pas spécifiquement aux hauts revenus, l'Insee n'a apparemment jamais cherché à exploiter les statistiques fiscales annuelles issues des États 1921⁽²³⁾.

De façon générale, les travaux portant sur l'impôt sur le revenu en France sont relativement peu nombreux. Les travaux d'origine non administrative sont principalement le fait des juristes, dont les ouvrages portent exclusivement sur la législation en cours et ne contiennent généralement aucune analyse statistique des revenus déclarés⁽²⁴⁾. Les quelques travaux sur l'IR effectués par des économistes sont généralement consacrés à l'analyse descriptive et prospective de la progressivité de l'impôt et de son évolution en tant que telles⁽²⁵⁾ et non pas à l'estimation empirique des éventuels effets des taux marginaux d'imposition sur les comportements individuels. Les rares estimations sur données françaises de l'élasticité de l'offre de travail confirment les résultats habituels de la littérature économétrique traditionnelle, à savoir que les seules populations pour lesquelles l'élasticité n'est pas voisine de 0-0,1 (valeurs habituellement obtenues pour les populations ayant déjà un emploi) sont les populations se trouvant à la frontière entre l'emploi et le non-emploi et dont les comportements de participation au marché du travail sont relativement élastiques, notamment pour ce qui est de l'offre de travail des femmes⁽²⁶⁾. Mais il s'agit là d'estimations de l'élasticité de l'"offre de travail" entendue au sens strict de la durée du travail offerte, et non d'estimations de l'élasticité du revenu imposable, si bien que ces estimations peuvent difficilement être utilisées pour estimer le niveau de la pression fiscale limite pour les contribuables aisés, dont les comportements susceptibles d'être affectés par les taux marginaux d'imposition sont d'une nature différente, comme nous l'avons vu plus haut. En dehors de ces estimations de l'élasticité de l'offre de travail, les seules études sur données françaises des phénomènes de type "courbe de Laffer" se résument à des comparaisons au niveau macroéconomique entre l'évolution des recettes

totales de l'État et des taux globaux d'imposition,⁽²⁷⁾ méthodologie très fruste et qui a déjà été abondamment critiquée (à juste titre)⁽²⁸⁾. En particulier, aucune étude ne semble avoir tenté de comparer l'évolution des revenus déclarés par différents groupes de revenus en fonction des variations de la pression fiscale auxquels ils sont soumis⁽²⁹⁾. Ce vide relatif contraste singulièrement avec la vigueur des propos souvent tenus au sujet des effets désincitatifs de l'impôt⁽³⁰⁾.

Les règles de calcul de l'IR en France de 1970 à 1996⁽³¹⁾

La structure générale du barème de l'impôt sur le revenu n'a guère évolué sur la période 1970-1997 (cf. tableau 3).

Le nombre de tranches était sensiblement plus élevé entre 1974 et 1992 qu'en 1970-1973 et 1993-1997, mais il s'agit là de changements relativement mineurs, l'effet principal d'un nombre de tranches plus élevé étant simplement de lisser la courbe des taux marginaux (la courbe des taux moyens étant toujours continue, par construction), sans que cela implique nécessairement la moindre redistribution substantielle entre groupes de revenus. De fait, les réformes de 1974 et 1993 n'ont entraîné aucun changement substantiel de taux marginal d'imposition pour quelque groupe de contribuable que ce soit, et ces réformes ne peuvent donc pas être exploitées pour estimer l'élasticité du revenu imposable. Pendant les années 1970, seules les tranches inférieures du barème étaient entièrement indexées sur l'inflation, alors que les tranches supérieures bénéficiaient d'une indexation partielle (voire nulle pour certaines années), si bien par exemple que le nombre de contribuables concernés par la tranche à 60% a fortement progressé durant cette période⁽³²⁾. Cependant, outre qu'elles ont concerné de très larges couches de revenus moyens et de revenus élevés, ces modifications des taux marginaux ont pris place très graduellement (au rythme de l'inflation), et elles sont donc difficilement exploitables. La Loi de Finances pour 1982 (dispositions applicables aux revenus de 1981), institue le principe de l'indexation intégrale de toutes les tranches du barème sur l'inflation, principe qui sera appliqué depuis lors.

Les seules modifications importantes du barème sur la période 1970-1996 concernent donc la tranche supérieure, ainsi que le mécanisme du quotient familial. Des revenus de 1970 aux revenus de 1981, le taux marginal de la tranche supérieure est de 60%. L'alternance politique de 1981 conduit à la création d'une 13^{ème} tranche : des revenus de 1982 (LF83) aux revenus de 1985 (LF86), le taux supérieur est de 65%. L'augmentation de la pression fiscale

Tableau 3 : les barèmes de l'impôt sur le revenu de 1970 à 1997 (en francs courants)

1970		1971		1972		1973		1974		1975		1976	
2900	10	3100	10	3300	10	4950	5	5500	5	6125	5	6725	5
5100	15	5400	15	5750	15	5200	10	5825	10	6425	10	7050	10
8500	20	8950	20	9500	20	6250	15	7000	15	7700	15	8450	15
12600	30	13250	30	14050	30	9900	20	11100	20	12225	20	13400	20
20050	40	21050	40	22000	40	14900	30	15050	25	16575	25	17575	25
40100	50	42100	50	43500	50	22000	40	19000	30	20900	30	22150	30
80200	60	84200	60	86500	60	46325	50	24450	35	25250	35	26775	35
						92125	60	26475	40	29125	40	30875	40
								45825	45	50400	45	53425	45
								64900	50	71375	50	73525	50
								84000	55	92400	55	95175	55
								103150	60	113450	60	113450	60
1977		1978		1979		1980		1981		1982		1983	
7250	5	7925	5	8725	5	9890	5	11230	5	12620	5	13770	5
7600	10	8300	10	9125	10	10340	10	11740	10	13190	10	14390	10
9100	15	9925	15	10825	15	12270	15	13930	15	15640	15	17070	15
14400	20	15700	20	17125	20	19410	20	22030	20	24740	20	26990	20
18900	25	20625	25	22275	25	24950	25	28320	25	31810	25	34700	25
23800	30	25925	30	28000	30	31360	30	35590	30	39970	30	43610	30
28775	35	31350	35	33875	35	37970	35	43060	35	48370	35	52760	35
33200	40	36175	40	39075	40	43770	40	49680	40	55790	40	60870	40
57425	45	62600	45	65125	45	72940	45	82790	45	92970	45	101430	45
79025	50	86125	50	89575	50	100320	50	113860	50	127860	50	139500	50
100900	55	105950	55	105950	55	118660	55	134680	55	151250	55	165010	55
119100	60	125050	60	125050	60	135000	60	153200	60	172040	60	187700	60
										195000	65	212750	65
1984		1985		1986		1987		1988		1989		1990	
14820	5	15650	5	16030	5	16560	5	17000	5	17570	5	18140	5
15490	10	16360	10	16760	10	17320	9,6	17780	9,6	18370	9,6	18960	9,6
18370	15	19400	15	19870	15	20530	14,4	21070	14,4	21770	14,4	22470	14,4
29050	20	30680	20	31420	20	32460	19,2	33310	19,2	34410	19,2	35520	19,2
37340	25	39440	25	40390	25	41730	24	42820	24	44240	24	45660	24
46920	30	49550	30	50740	30	52410	28,8	53770	28,8	55540	28,8	57320	28,8
56770	35	59950	35	61390	35	63420	33,6	65070	33,6	67220	33,6	69370	33,6
65500	40	69170	40	70830	40	73170	38,4	75070	38,4	77550	38,4	80030	38,4
109140	45	115250	45	118020	45	121910	43,2	125080	43,2	129210	43,2	133340	43,2
150100	50	158510	50	162310	50	167670	49	172030	49	177710	49	183400	49
177550	55	187490	55	191990	55	198330	53,9	203490	53,9	210210	53,9	216940	53,9
201970	60	213280	60	218400	58	225610	56,8	231480	56,8	239120	56,8	246770	56,8
228920	65	241740	65										
1991		1992		1993		1994		1995		1996		1997	
18690	5	19220	5	21900	12	22210	12	22610	12	25610	10,5	25890	10,5
19530	9,6	20080	9,6	47900	25	48570	25	49440	25	50380	24	50930	24
23150	14,4	23800	14,4	84300	35	85480	35	87020	35	88670	33	89650	33
36590	19,2	37620	19,2	136500	45	138410	45	140900	45	143580	43	145160	43
47030	24	48350	24	222100	50	225210	50	229260	50	233620	48	236190	48
59040	28,8	60690	28,8	273900	56,8	277730	56,8	282730	56,8	288100	54	291270	54
71450	33,6	73450	33,6										
82430	38,4	84740	38,4										
137340	43,2	141190	43,2										
188900	49	194190	49										
223450	53,9	229710	53,9										
254170	56,8	261290	56,8										

Lecture : au titre de l'imposition des revenus de 1970 (déclarés en 1971), la fraction du revenu imposable par part de quotient familial comprise entre 0 franc et 2900 francs est soumise à un taux marginal de 0%, la fraction comprise entre 2900 francs et 5100 francs est soumise à un taux marginal de 10%, etc..., et la fraction supérieure à 80200 francs est soumise à un taux marginal de 60%.

applicable aux hauts revenus est encore plus importante si l'on prend en compte les majorations d'impôts et le plafonnement du quotient familial introduits en 1981-1982. Le retour de la droite au gouvernement en 1986 conduit à inverser les orientations de 1981. Dans un premier temps, la tranche à 65% est supprimée, et le taux de la tranche à 60% est ramené à 58% (LF 87, applicable aux revenus de 1986). Dans un second temps, tous les taux marginaux du barème sont abaissés de 2 à 4% de leur niveau initial, si bien que le taux supérieur passe à 56,8% (LF88, applicable aux revenus de 1987). Ce taux supérieur de 56,8% s'est appliqué aux revenus des années 1987 à 1995. En particulier, contrairement à ce qui s'était produit lors de la première cohabitation, la réforme entreprise en 1993 (LF94) lors de la seconde cohabitation s'est contentée de réduire le nombre de tranches du barème, sans toucher ni au seuil ni au taux de la tranche supérieure (bien que la "simplification" du barème de 1993 se soit accompagnée d'une baisse générale de la pression fiscale, notamment pour les revenus élevés). En 1996 (LF97), tous les taux du barème sont à nouveau abaissés dans des proportions variables, et le taux supérieur passe à 54%. Ce plan de baisse des taux de l'impôt sur le revenu devait se poursuivre pendant 5 ans, pour conduire à un taux marginal supérieur de 45%, mais le retour de la gauche au pouvoir en 1997 y a mis fin, même si le nouveau gouvernement socialiste, tout comme son prédécesseur en 1988, a choisi de ne pas revenir sur la baisse de taux décidée par le gouvernement précédent.

Seuls les épisodes de 1981-1982 et 1986-1987 peuvent donc être utilisés pour estimer l'élasticité du revenu imposable. Les variations de taux marginaux supérieurs de 1981-1982 et 1986-1987 n'ont certes pas l'ampleur des réformes appliquées dans un certain nombre de pays étrangers, notamment aux États-Unis, où le taux marginal supérieur de l'impôt fédéral sur le revenu est passé de 70% en 1979 à 28% en 1986, avant de remonter à 39,6% en 1993. Mais il s'agit tout de même de variations importantes. Par exemple, les contribuables qui étaient concernés par la tranche à 65% de 1982 à 1985 ont vu leur taux marginal d'imposition passer de 65% pour leurs revenus de 1985 à 58% pour leurs revenus de 1986 puis 56,8% pour leurs revenus de 1987 et des années suivantes. Autrement dit, pour 1 franc supplémentaire de revenu imposable, ces contribuables conservaient 35 centimes jusqu'en 1985 et 43,2 centimes à partir de 1987, soit une progression de près de 25% de leur "taux de rétention"⁽³³⁾. Dans le même temps, les autres contribuables, et notamment ceux qui disposaient d'un revenu imposable par nombre de parts de quotient familial légèrement inférieur au seuil de l'ex-tranche à 60%, voyaient leur taux marginal d'imposition inchangé (ou réduit dans des proportions insignifiantes). Si le niveau des taux marginaux avait des effets significatifs sur les

comportements individuels, on devrait donc s'attendre à ce qu'ils se manifestent en une telle occasion. Environ 0,5% des contribuables étaient concernés par la création de la tranche à 65% (légèrement moins pour les célibataires, et légèrement plus pour les couples mariés) : en utilisant un estimateur en "double-différence" fondé sur la comparaison entre les contribuables de P99,5-100, qui ont connu une forte hausse puis une forte baisse de leur taux marginal d'imposition, et les contribuables de P99-99,5, dont le taux marginal d'imposition est demeuré pratiquement inchangé, on peut ainsi obtenir une première estimation de l'élasticité du revenu imposable (cf. troisième partie, tableau 5 *infra*).

Le tableau 3 décrit uniquement le barème de l'IR *stricto sensu*, sans aucune prise en compte des autres règles qui viennent modifier le calcul de l'impôt issu du barème (décote, majorations, minorations, plafonnement des effets du quotient familial, etc...), et dont nous résumons ici les grandes évolutions. La décote, qui existe depuis l'imposition des revenus de 1981, était initialement réservée aux contribuables célibataires dont l'impôt était inférieur à un certain seuil, l'objectif étant d'éviter l'imposabilité des célibataires rémunérés au niveau du Smic (les couples disposant d'un seul Smic étant déjà exonérés, grâce au système du quotient familial)⁽³⁴⁾.

Ce mécanisme a été étendu aux familles à compter de l'imposition des revenus de 1986, ce qui a entraîné une forte augmentation du nombre de foyers non-imposables⁽³⁵⁾. Depuis 1986, la décote s'applique donc à tous les foyers fiscaux dont l'impôt est inférieur à un certain seuil (3260 francs pour l'imposition des revenus de 1996). L'élargissement de la tranche à taux 0 qui a accompagné les réformes du barème de 1993 et 1996 a permis d'abaisser sensiblement ce seuil (il était de 5110 francs en 1992), et l'objectif initial de la réforme sur 5 ans mise en place en 1996 était d'aboutir à un élargissement suffisamment important de la tranche à taux 0 pour pouvoir supprimer complètement la décote (cet objectif a été abandonné en même temps que la baisse programmée des taux du barème). Le système de la décote aboutit à des modifications importantes des taux marginaux effectifs applicables à des zones spécifiques de revenus moyens et faibles⁽³⁶⁾, mais les données disponibles permettent difficilement d'en mesurer les effets⁽³⁷⁾ et nous n'avons donc pas cherché à exploiter ces variations.

L'alternance de 1981 marque également le retour des mécanismes de majorations et de minorations d'impôt⁽³⁷⁾. Un système de minorations pour les impôts faibles et de majorations pour les impôts élevés existait déjà en 1970-1972, mais il était d'une ampleur relativement modeste, puisque la majoration maximum applicable aux impôts les plus élevés ne dépassait pas le taux de 3%⁽³⁸⁾. La Loi de

Finances Rectificative pour 1974 du 16/7/74 (LFR74) introduit une "majoration exceptionnelle de l'impôt sur le revenu de 1973, instituée dans le cadre du plan de rétablissement des équilibres économiques et financiers", qui se traduit par des augmentations d'impôt pour tous les contribuables dont l'impôt dû au titre des revenus de 1973 est supérieur à 2500 francs, à un taux qui atteint 20% pour les impôts les plus élevés. Il est cependant impossible d'exploiter cette majoration exceptionnelle pour mesurer l'élasticité du revenu imposable, dans la mesure où elle s'est appliquée uniquement aux revenus de 1973, qui avaient déjà été déclarés par les contribuables au printemps 1974 avant que la majoration soit annoncée en juillet 1974 : en principe, les comportements n'ont donc pas eu le temps de s'ajuster aux nouvelles incitations. Il en va de même de la "majoration exceptionnelle de l'impôt sur le revenu de 1975, instituée dans le cadre de la lutte contre l'inflation et du financement de l'aide aux agriculteurs victimes de la sécheresse", introduite par la LFR75 du 29/10/76, et dont les taux atteignaient 8% pour les impôts les plus élevés, et de la "majoration exceptionnelle de l'impôt sur les revenus élevés de l'année 1980, instituée pour financer diverses mesures en faveur de l'emploi et dans le cadre d'un effort de solidarité nationale", introduite par la LFR80 du 3/8/81, et qui impose une majoration d'impôt de 25% pour les contribuables dont l'IR dû au titre des revenus de 1980 est supérieur à 100000 francs.

Cependant, la différence importante entre les majorations exceptionnelles de 1974 et 1976 et celle de 1981 est que cette dernière s'inscrit dans une orientation générale de hausse de la pression fiscale sur les hauts revenus, alors que les premières ont été d'une application purement ponctuelle et "exceptionnelle". On peut donc penser que, contrairement aux majorations de 1974 et 1976, la majoration de 1981 a agi sur les anticipations des contribuables concernés quant aux taux marginaux auxquels ils seront soumis dans le futur, et donc potentiellement sur leurs comportements. De fait, outre la création de la tranche à 65% applicable à compter des revenus de 1982 (LF83), qui concernait à peu près le même groupe de contribuables que la majoration exceptionnelle de 1981⁽³⁹⁾, le système des "majorations exceptionnelles" devient quasi-permanent après 1981. La Loi de Finances pour 1982 (LF82) remplace la majoration exceptionnelle applicable aux revenus de 1980 par une "majoration exceptionnelle de l'impôt sur le revenu de 1981, instituée pour financer une partie de l'indemnisation des travailleurs sans emploi", qui impose une majoration d'impôt de 10% aux contribuables dont l'impôt dû au titre des revenus de 1981 est supérieur à 25000 francs⁽⁴⁰⁾. La Loi de Finances pour 1983 (LF83) introduit une "majoration exceptionnelle de l'impôt sur le revenu de 1982, ayant le même objet que la majoration prévue par la loi de finances du 30 décembre 1981", dont le taux de 7% s'applique aux contribuables dont l'impôt dû au titre des revenus de 1982 est supérieur

à 28000 francs. La Loi de Finances pour 1984 (LF84) la remplace par une "majoration progressive de l'impôt sur le revenu de 1983, instituée en raison des exigences de la situation conjoncturelle et dans un souci de solidarité", qui impose une majoration d'impôt de 5% aux contribuables dont l'impôt dû au titre des revenus de 1983 est supérieur à 20000 francs et de 8% pour les contribuables dont l'impôt dû est supérieur à 30000 francs. Un système de minorations d'impôt est introduit à compter des revenus de 1984 (LF85) : les contribuables dont l'impôt dû au titre des revenus de 1984 est inférieur à 21520 francs voient leur impôt minoré de 5%, alors que les contribuables dont l'impôt dû est supérieur à 32080 francs voient leur impôt majoré de 3%. Les majorations d'impôt sont définitivement abolies à compter des revenus de 1985 (LF86), et tous les contribuables dont l'impôt dû au titre des revenus de 1985 est inférieur à 34090 francs bénéficient de minorations d'impôt à des taux allant de 8% (pour les contribuables dont l'impôt est inférieur à 22730 francs) à 3% (pour les contribuables dont l'impôt est compris entre 28410 francs et 34090 francs). Le nouveau gouvernement issu des législatives de 1986 augmentera à nouveau les taux des minorations d'impôt applicables aux revenus de 1986 (LF87)⁽⁴¹⁾, et ce système de minorations restera inchangé jusqu'à l'imposition des revenus de 1992, avant que la réforme de 1993 n'intègre les minorations dans le barème. Compte tenu des modifications incessantes du système de majorations d'impôt intervenues entre 1981 et 1985, il est cependant difficile d'estimer avec certitude les taux marginaux effectifs perçus par les différents groupes de revenu durant ces années. De plus, et surtout, les majorations applicables aux revenus des années 1981-1984 concernent un nombre beaucoup plus important de contribuables que les modifications des taux marginaux supérieurs du barème sur lesquelles nous nous concentrons dans cette étude. En particulier, tous les contribuables concernés par les tranches à 55% et à 60% (56,8% depuis 1987), et *a fortiori*, par la tranche à 65%, ont toujours été concernés par ces majorations, généralement au même taux, et c'est pourquoi nous ne les avons pas prises en compte dans les estimations en "double-différence" et en "triple-différence" de l'élasticité du revenu imposable présentées dans la troisième partie, qui reposent principalement sur la comparaison entre les contribuables concernés par la tranche à 65% et ceux qui étaient concernés uniquement par celles à 60% (ou à 55%)⁽⁴²⁾. Quoi qu'il en soit, la prise en compte des majorations d'impôt de 1981-1984, de la même façon que la prise en compte de la création de l'Impôt sur les grandes fortunes (IGF) (que nous ignorons ici), ne pourrait que conduire à réviser à la baisse les élasticités obtenues sans les prendre en compte, puisque cela aboutirait à une estimation plus élevée de la hausse du taux marginal effectif applicable aux hauts revenus, pour une même baisse observée des hauts revenus.

Le mécanisme du quotient familial a également connu des modifications importantes dans les années 1980-1990, après plusieurs décennies sans aucune modification importante, et c'est sur ces modifications que nous allons fonder nos estimations les plus fiables, à l'aide d'un estimateur en "triple-différence", comme cela a été expliqué dans la partie précédente. Les règles de base servant au calcul du nombre de parts de quotient familial n'ont jamais été modifiées. Les foyers fiscaux de célibataires (célibataires, veufs ou divorcés) ont droit à 1 part et les foyers de couples mariés à 2 parts, auxquelles s'ajoutent une demi-part par enfant à charge. Outre l'attribution de demi-parts supplémentaires aux personnes invalides⁽⁴³⁾, ce système des demi-parts a toujours comporté des exceptions, notamment pour les contribuables célibataires. D'une part, les contribuables célibataires ayant eu au moins un enfant majeur (ou faisant l'objet d'une imposition distincte) ont toujours bénéficié d'une demi-part supplémentaire. La conséquence est qu'une partie importante des contribuables célibataires sans enfant à charge, et en particulier l'immense majorité des personnes âgées vivant seules (toutes celles qui ont eu au moins un enfant) ont droit à 1,5 parts de quotient familial et non à 1 part. De fait, la distribution du revenu imposable des contribuables ayant 1,5 parts de quotient familial est sensiblement plus inégalitaire que celle de tous les autres groupes de quotient familial, même si cet écart a eu tendance à se réduire⁽⁴⁴⁾. D'autre part, les contribuables célibataires ayant des enfants à charges ont toujours eu droit à une part entière (et non à un demi-part) pour leur premier enfant à charge. Un contribuable célibataire ayant 1 enfant à charge a donc droit à 2 parts de quotient familial et non à 1,5 parts⁽⁴⁵⁾. Parmi les foyers fiscaux ayant 2 parts de quotient familial, les statistiques fiscales des États 1921 distinguent ainsi les contribuables de célibataires (dits "2B") et les contribuables de couples mariés sans enfant à charge (dits "2A"), et nous utiliserons également cette distinction.

À compter des revenus de 1979 (LF80), une demi-part supplémentaire est accordée aux foyers ayant au moins 5 enfants à charge : le nombre de parts d'un couple marié ayant 5 enfants à charge passe de 4,5 à 5, le nombre de parts d'un couple marié ayant 6 enfants à charge passe de 5 à 5,5, etc... À compter des revenus de 1980, cette demi-part supplémentaire s'appliquera aux foyers ayant au moins 3 enfants à charge (le nombre de parts d'un couple marié ayant 3 enfants à charge passe donc de 3,5 à 4, et celui d'un couple ayant 4 enfants passe de 4 à 4,5). Le gouvernement issu des législatives de 1986 généralisera ce système de la "prime aux familles nombreuses" : depuis l'imposition des revenus de 1986 (LF87), tous les enfants à charge de rang supérieur ou égal à 3 donnent droit à une part complète (un couple marié avec 3 enfants à charge a droit à 4 parts, un couple marié avec 4 enfants à charge a droit à 5 parts, etc...). Ces réformes ont conduit mécaniquement à une augmentation

importante du nombre de contribuables ayant un nombre élevé de parts de quotient familial⁽⁴⁶⁾, et à une baisse sensible de la pression fiscale imposée aux familles nombreuses. Cependant, ces demi-parts supplémentaires n'ont pas pour autant conduit à des baisses spectaculaires des taux marginaux d'imposition des foyers concernés : pour la plupart des contribuables, l'attribution d'une demi-part supplémentaire n'est pas suffisante pour changer de tranche d'imposition, et, lorsqu'elle le permet, la baisse de taux marginal n'est jamais supérieure à 5%. De plus, la mise en place en 1981 d'un système de plafonnement des effets du quotient familial a conduit à obscurcir un peu plus le tableau. Au final, les contribuables ayant 3 enfants (ou plus) à charge ont connu entre 1979 et 1986 des variations multiples et contradictoires de leur taux marginal d'imposition, si bien qu'il est difficile d'exploiter ces variations pour estimer l'élasticité du revenu imposable. C'est pourquoi nous n'avons pas cherché à exploiter les statistiques relatives aux contribuables ayant plus de 3 parts de QF.

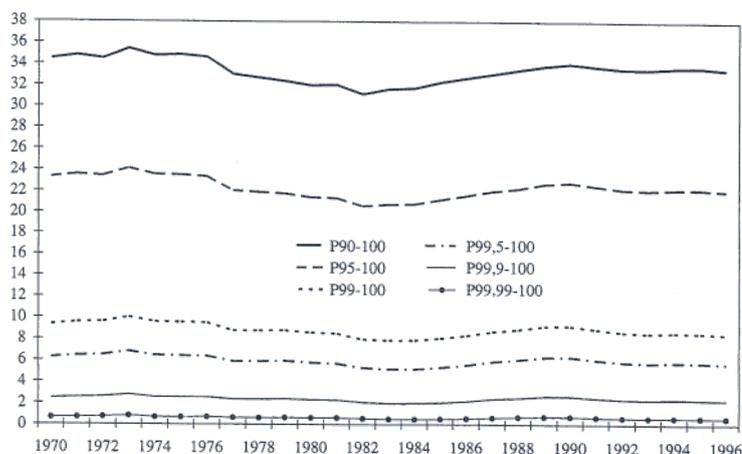
Par contre, la mise en place du système de plafonnement du quotient familial a conduit à des effets clairs et massifs sur les taux marginaux d'imposition des contribuables de célibataires ayant 1,5 ou 2B parts et des contribuables de couples mariés, ainsi que sur les taux marginaux d'imposition des contribuables de couples mariés ayant 1 ou 2 enfants à charge (c'est-à-dire 2,5 ou 3 parts de quotient familial). Nous nous concentrerons donc sur ces 4 groupes de contribuables, ainsi que sur les contribuables célibataires ayant 1 part de quotient familial et les contribuables de couples mariés sans enfant à charge (c'est-à-dire ayant 2A parts de quotient familial), pour effectuer les estimations de l'élasticité du revenu imposable présentées dans la section suivante⁽⁴⁸⁾. Le système de plafonnement des effets du quotient familial mis en place à compter des revenus de 1981 (LF82) fonctionne de la façon suivante : si la réduction d'impôt procurée par chaque demi-part de quotient familial est supérieure à un certain seuil (7500 francs en 1981), alors cette réduction est réduite au niveau de ce seuil, et l'impôt dû est calculé dans ces demi-parts. Ce plafonnement s'applique à chaque demi-part de quotient familial au-delà de 1 part pour les contribuables de célibataires (célibataires, veufs ou divorcés) et au-delà de 2 parts pour les contribuables de couples mariés. La conséquence est que les contribuables ayant 1,5, 2B, 2,5 ou 3 parts de quotient familial ont connu une forte hausse de leur taux marginal d'imposition en 1981, et ce à des niveaux de revenus sensiblement inférieurs au seuil de la tranche à 65%, et donc à des niveaux de revenus auxquels les contribuables ayant 1 ou 2A parts de quotient familial voyaient leur taux marginal inchangé. Cette expérience naturelle permet les estimations en "triple-différence" dont les résultats sont donnés dans les tableaux 6 et 7 *infra*. Le mécanisme de plafonnement est demeuré inchangé depuis 1981 (le seuil de plafonnement étant

revalorisé comme l'inflation), à une exception importante près : depuis l'imposition des revenus de 1986 (LF87), le seuil de plafonnement du quotient familial est sensiblement plus faible pour les deux demi-parts accordées au premier enfant à charge des célibataires que pour toutes les autres demi-parts, si bien que les contribuables ayant 2B parts de quotient familial ont connu en 1986 une hausse importante et extrêmement ciblée de leur taux marginal d'imposition, hausse que nous exploiterons également dans la section suivante (cf. tableau 8)⁽⁴⁹⁾. Tous les seuils de plafonnement du quotient familial appliqués depuis 1981, ainsi que les barèmes d'imposition après prise en compte des effets du plafonnement, sont décrits de façon détaillée dans Piketty (1998c, annexe I, pp.157-164).

Plus récemment, de nouvelles modifications du mécanisme du quotient familial ont été mises en place. À compter de l'imposition des revenus de 1995 (LF96), les contribuables célibataires doivent faire la preuve qu'ils élèvent seuls leur enfant pour bénéficier d'une part entière au titre de leur premier enfant à charge. Cette innovation, destinée à faire la chasse aux concubins notoires supposés bénéficier de ce système, a conduit à une forte diminution du nombre de foyers ayant 2B parts de quotient familial et à une hausse correspondante du nombre de foyers ayant 1,5 parts de quotient familial⁽⁵⁰⁾. À compter de l'imposition des revenus de 1997 (LF98), un nouveau plafond de réduction d'impôt a été institué pour les contribuables célibataires ayant 1,5 parts grâce au fait qu'ils ont eu au moins un enfant : dorénavant, la réduction d'impôt procurée par cette demi-part ne peut excéder 6100 francs, au lieu des 16380 francs (en 1997) du plafond général. Il est actuellement envisagé d'abaisser le plafond général lui-même et de le porter à environ 11000 francs à compter de l'imposition des revenus de 1998. Toutes ces modifications conduisent elles aussi à des modifications importantes et ciblées de taux marginaux d'imposition, mais elles sont trop récentes pour que l'on puisse les utiliser pour estimer l'élasticité du revenu imposable. Par contre, elles pourraient utilement être exploitées par des études futures⁽⁵¹⁾.

Graphique 1 : la part des hauts revenus dans le revenu imposable total (en %), 1970-1996

Source : estimations de l'auteur à partir des États 1921 (cf. Piketty (1998c, tableau 3-3, p.34)).



Les résultats obtenus

L'évolution générale de l'inégalité du revenu imposable de 1970 à 1996

Avant de présenter les résultats des estimations, il est utile de commencer par décrire les grandes lignes de l'évolution de l'inégalité du revenu imposable pendant la période 1970-1996. Le graphique 1 décrit les résultats de nos estimations de la part des hauts revenus dans le revenu imposable total, tous foyers fiscaux confondus (quel que soit le nombre de parts de quotient familial).

Le premier constat est celui d'une très grande stabilité de la part des hauts revenus sur la période 1970-1996. La part de P90-100 varie entre un minimum de 31,15% en 1982 et un maximum de 35,41% en 1973, et se situe la plupart du temps autour de 33-34%. Une part de 33,71% en 1995 signifie que les foyers fiscaux du 10ème décile ont en 1995 un revenu moyen qui est 3,37 fois plus élevé que le revenu moyen de l'ensemble des foyers fiscaux, ce qui correspond à peu près aux chiffres de 290810 francs de revenu moyen pour P90-100 et de 86476 francs de revenu moyen pour l'ensemble des foyers fiscaux mentionnés sur le tableau 1 ($290810/86476 = 3,36$)⁽⁵²⁾. Autrement dit, sur l'ensemble de la période 1970-1996, le revenu moyen du 10ème décile se situe toujours entre 3,1 et 3,5 fois le revenu moyen de l'ensemble des foyers fiscaux, et généralement autour de 3,3-3,4 fois le revenu moyen. De même, la part de P99-100 varie entre 7,84% du revenu total en 1983 à 10,00% en 1973, ce qui signifie que le revenu moyen des 1% les plus riches se situe toujours autour de 8-10 fois le revenu moyen de l'ensemble des foyers fiscaux. En 1995, ce ratio est de 8,62, ce qui correspond à peu près au chiffre de 741825 francs de revenu moyen pour P99-100 mentionnés sur le tableau 3-1 ($741825/86476 = 8,58$). À titre de comparaison, la part du revenu imposable détenue par les 0,5% des foyers fiscaux américains les plus aisés est passé d'environ 6% à la fin des années 1970 à près de 12% à la fin des années 1980 (auparavant, elle était passée progressivement d'environ 9% en 1950 à moins de

6% dans les années 1970)⁽⁵³⁾. En France, cette part de P99,5-100 est de l'ordre de 5-6% sur l'ensemble de la période 1970-1996 (cf. graphique 1). Au Royaume-Uni, la part du revenu imposable des 1% des foyers les plus riches a diminué régulièrement de plus de 11% en 1950 à à peine plus de 5% à la fin des années 1970⁽⁵⁴⁾, alors que cette part est restée relativement stable autour de 8-9% en France sur la période 1970-1996. Il en va de même pour la part des 0,1% des revenus les plus élevés (P99,9-100) et la part des 0,01% des revenus les plus élevés (P99,99-100) : sur toute la période 1970-1996, P99,9-100 est très stable autour de 2-2,5% (soit environ 20-25 fois le revenu moyen pour ces contribuables), et P99,99-100 est très stable autour de 0,6-0,7% (soit environ 60-70 fois le revenu moyen). La principale caractéristique de la distribution française des revenus pendant les 25 dernières années est donc sa très grande inertie, si on la compare à ce qui s'observe parfois à l'étranger en l'espace d'une ou deux décennies. Le revenu imposable nominal a été multiplié par 10, et le revenu imposable réel par près de deux, mais sa répartition a globalement très peu changé.

Au-delà de ce constat général, le graphique 1 atteste l'existence d'une certaine "courbe en U" de l'inégalité des revenus en France pendant cette période. La part de P90-100 passe progressivement de 34,5-35% au début des années 1970 à à peine plus de 31% en 1982, avant de remonter dans les années 1980 et de stabiliser autour de 33,5-34% dans les années 1990. Il s'agit là de variations d'une ampleur limitée, mais qui traduisent cependant l'existence de deux trends bien réels allant en sens contraire dans les années 1970 et dans les années 1980-1990. Dans les années 1970, la compression des inégalités de salaires, entraînée notamment par les très fortes revalorisations du Smic, a conduit à une certaine diminution des inégalités de revenus⁽⁵⁵⁾. Ce phénomène de compression des inégalités salariales a pris fin au début des années 1980, et la force dominante pendant les années 1980-1990 est devenue la croissance du chômage et du sous-emploi (temps partiel, travail intermittent, ...), que la montée en charge des allocations de chômage et des transferts sociaux n'a pu entièrement compenser, si

bien qu'elle s'est traduite par une certaine augmentation des inégalités de revenus (là encore à un rythme modéré)⁽⁵⁶⁾. Ces phénomènes de long-terme ont déjà été étudiés par ailleurs⁽⁵⁷⁾, et leur analyse détaillée dépasse de très loin le cadre de cette étude⁽⁵⁸⁾.

D'autre part, et surtout, l'examen détaillé de l'évolution de la part des hauts revenus confirme la très forte pro-cyclicité des hauts revenus, phénomène observé dans l'ensemble des économies développées (cf. première partie *supra*)⁽⁵⁹⁾. La part de P90-95 ne connaît pas de fluctuations importantes de court terme : relativement stable de 1970 à 1976, elle baisse légèrement (mais régulièrement) de 1976 à 1980, puis elle progresse régulièrement, mais à un rythme extrêmement lent, depuis 1982. Cela traduit le fait que les revenus des foyers de P90-95 sont composés dans leur immense majorité de salaires et de pensions de retraite qui ne sont pas (ou peu) affectés par les fluctuations de court terme dues au cycle économique. Mais plus on monte dans la hiérarchie des hauts revenus, plus les fluctuations de court terme deviennent de plus en plus importantes. La part de P90-95 est moins volatile que celle de P95-99, qui est elle-même moins volatile que celle de P99-99,5, qui est elle-même moins volatile que celle de P99,5-99,9, et ainsi de suite. Sur la période 1970-1996, le coefficient de variation de la part de P99,99-100 est ainsi plus de 5 fois plus élevé que celui de la part de P90-95 (0,11 pour P99,99-100 contre 0,02 pour P90-95) (cf. tableau 4), et ce malgré la très grande stabilité à long terme de chacune des parts (cf. graphique 1).

Ces fluctuations de court terme sont d'une ampleur tout à fait considérable. De 1970 à 1973, période de très forte croissance de l'économie française, les revenus de P99,9-100 gagnent plus de 11% sur les revenus de P90-95 et de P95-99, plus de 8% sur les revenus de P99-99,5, et près de 6% sur ceux de P99,5-99,9. Pendant la récession de 1974-1975, les revenus de P99,9-100 perdent près de 9% sur ceux de P90-95, plus de 7% sur ceux de P95-99, plus de 6% sur ceux de P99-99,5 et près de 4% sur ceux de P99,5-99,9. Le centile supérieur perd à nouveau de l'ordre de 5% de revenus sur P90-95 quand la

Tableau 4 : écart-type et coefficient de variation des différents fractiles

	P90-100	P95-100	P99-100	P99,5-100	P99,9-100	P99,99-100
Moyenne	33,38	22,27	8,84	5,96	2,38	0,65
Écart-type	1,11	0,94	0,56	0,42	0,19	0,07
Coef. variation	0,03	0,04	0,06	0,07	0,08	0,11
	P90-95	P95-99	P99-99,5	P99,5-99,9	P99,9-99,99	P99,99-100
Moyenne	11,11	13,43	2,88	3,58	1,73	0,65
Écart-type	0,26	0,41	0,15	0,23	0,12	0,07
Coef. variation	0,02	0,03	0,05	0,06	0,07	0,11

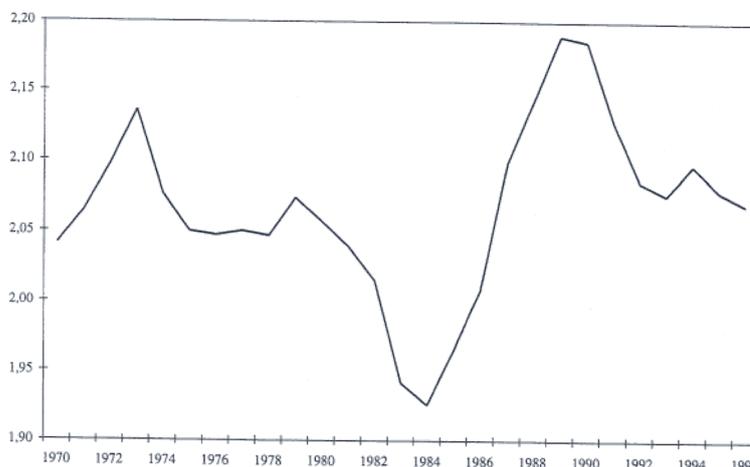
Source : estimations de l'auteur à partir des États 1921 (calculs des moyennes, écarts-types et coefficients de variations effectués à partir des résultats donnés dans Piketty (1998c, tableaux 3-3 et 3-4, pp.34-35)).

croissance s'essouffle en 1977, après la forte reprise de 1976. Pendant les années de récession (ou de très faible croissance) de 1980-1983, les revenus de P99,9-100 perdent au total plus de 22% sur ceux de P90-95, plus de 19% sur ceux de P95-99, plus de 12% sur ceux de P99-99,5, et près de 10% sur ceux de P99,5-99,9. La reprise s'amorce dès 1985-1986, et les années de croissance élevée de la fin des années 1980 s'accompagneront d'un gonflement extrêmement important des hauts revenus : au total, entre 1985 et 1989, les revenus de P99,9-100 gagneront ainsi plus de 28% sur ceux de P90-95, près de 26% sur ceux de P95-99, plus de 22% sur ceux de P99-99,5, et plus de 16% sur ceux de P99,5-99,9. Les années de récession de 1991-1993 conduisent à annuler une partie importante du chemin parcouru en 1986-1989 : entre 1989 et 1993, les revenus de P99,9-100 perdent environ 16% sur ceux de P90-95, plus de 13% sur ceux de P95-99, près de 10% sur ceux de P99-99,5, et plus de 7% sur ceux de P99,5-99,9. Le graphique 2 confirme également que la très forte pro-cyclicité des hauts revenus s'observe à l'intérieur du centile supérieur.

En moyenne, sur l'ensemble de la période 1970-1996, les revenus de la moitié supérieure du centile supérieur (P99,5-100) sont environ 2,05-2,10 fois plus élevés que les revenus de la moitié inférieure du centile supérieur (P99-99,5). En 1995, cela correspond à un revenu imposable moyen d'environ 485000 francs par an pour P99-99,5, et environ 990000 francs par an pour P99,5-100 (cf. tableau 1 *supra*). Mais ce ratio s'élève de façon importante au-dessus de sa moyenne durant les phases d'expansion de 1971-1973 et 1985-1990 et baisse au-dessous de sa moyenne (ou retourne vers sa moyenne) durant les phases de ralentissement de 1974-1975, 1979-1983 et en 1991-1993. La courbe ascendante puis descendante dessinée sur le graphique 2 pour les années 1985-1995 exprime particulièrement clairement le fait que les fluctuations des hauts revenus suivent de très près le cycle macroéconomique.

Afin de déterminer dans quelle mesure les différents cycles des hauts revenus sont uniquement le produit mécanique du cycle économique, et dans quelle mesure ils auraient pu être accentués par les cycles fiscaux, une façon de procéder consisterait à étudier et à comparer l'évolution de la composition des hauts revenus au cours des différents épisodes de la période 1970-1996. Les États 1921 fournissent des tableaux statistiques annuels sur la composition des différentes tranches de revenu, et nous avons estimé à partir de ces tableaux bruts l'évolution annuelle de la composition des différents centiles sur la période 1970-1996 (cf. Piketty (1998c, tableau 3-6, pp.42-43)), dont nous résumons ici les principaux enseignements. Les grandes tendances de la composition des hauts revenus sur la période 1970-1996 sont largement prévisibles : forte progression de la part des retraites, légère diminution de la part des salaires, forte baisse de la part des BIC, relative stabilité de la part des BNC et des revenus de capitaux mobiliers, légère progression de la part des revenus fonciers. La part des BIC dans le revenu imposable de P90-95 passe ainsi de 15,0% en 1970 à 5,1% en 1995, alors que celle des retraites passe de moins de 10% au début des années 1970 à plus de 17% en 1995. Nos estimations confirment également le rôle joué par la cyclicité de la composition du revenu imposable pour expliquer la cyclicité des hauts revenus. Par exemple, la part des BNC connaît des fluctuations qui sont globalement pro-cycliques : elle baisse lors de la récession de 1974, elle baisse à nouveau lors de la récession du début des années 1980, elle progresse très fortement lors de la reprise de la fin des années 1980, puis elle diminue à nouveau lors de la récession de 1990-1993, avant de stabiliser à un niveau plus élevé depuis 1994-1995. De même, la part des BIC connaît des fluctuations pro-cycliques autour de son *trend* de décroissance : cette décroissance est particulièrement rapide en 1974, 1980, 1982-1983, puis elle est inversée en 1985-1989, années où la part des BIC progresse ou baisse très légèrement, avant de baisser à nouveau très rapidement en 1990-1993 et de se stabiliser en 1994-1995. La part des revenus fonciers ne connaît

Graphique 2 : le ratio P99,5-100/P99-99,5 au cours du cycle économique, 1970-1996



Source : estimations de l'auteur à partir des États 1921 (calculs effectués à partir des chiffres donnés dans Piketty (1998c, tableaux 3-3, et 3-4, p.34-35)).

pas de véritable cyclicité, mais leur très forte progression entre 1984 et 1992, dans un contexte de boom immobilier, contribue à gonfler les très hauts revenus. Il en va de même pour la croissance de la part des BIC entre 1985 et 1987. La part des revenus de capitaux mobiliers connaît des fluctuations plus complexes : elle est pro-cyclique en 1974, 1982-1983 et 1986-1989, ce qui contribue de la même façon que pour les BIC/BNC à la pro-cyclicité de l'inégalité, mais elle semble contra-cyclique pour les très hauts revenus de P99,5-100 lors de la récession de 1990-1993, bien que nettement pro-cyclique pour les hauts revenus (jusqu'à P99-99,5). En fait, le niveau absolu des revenus de capitaux mobiliers détenus par le centile supérieur n'a pas progressé en 1990-1993 : il est resté à peu près stable, dans un contexte de chute du niveau absolu du revenu imposable de ces contribuables, si bien que le poids relatif des revenus de capitaux mobiliers a progressé pour les très hauts revenus entre 1990 et 1993. Les échantillons légers de déclarations de revenus pour 1988-1995 permettent d'étudier dans le détail cet épisode⁽⁶⁰⁾.

D'une part, le principal "effet compositionnel" expliquant la chute de la part des très hauts revenus entre 1990 et 1993 est la baisse très importante des BIC et des BNC. D'autre part, en dépit de la chute importante des revenus de capitaux mobiliers pour les foyers inférieurs au centile P99,5, les très hauts revenus (au-delà de P99,5) semblent avoir réussi à préserver le niveau absolu de leurs revenus de capitaux mobiliers, peut-être du fait de placements mieux informés (sans toutefois éviter une stagnation de ces revenus, comparée à la très forte hausse enregistrée en 1986-1989). Les résultats du tableau 3-6 suggèrent également que, sur l'ensemble de la période étudiée, la cyclicité des BIC/BNC joue un rôle plus important que la cyclicité des revenus de capitaux mobiliers pour expliquer la cyclicité des hauts revenus. Nolan (1987b) est conduit à la même conclusion dans son étude sur données britanniques, et il l'attribue au fait que la cyclicité des revenus de capitaux mobiliers est atténuée par le comportement des entreprises, qui cherchent généralement à "lisser" leurs distributions de dividendes au cours du cycle économique, alors que les professions non-salariées supportent intégralement et individuellement les variations de leurs bénéfices. Cet épisode de 1990-1993, qui est le seul de la période 1970-1996 à exhiber une part contra-cyclique des revenus de capitaux mobiliers des très hauts revenus, et qui est également le seul que les données disponibles nous permettent d'étudier de façon détaillée, incite cependant à la prudence. Il est probable que chaque cycle économique ait ses caractéristiques propres du point de l'importance relative des mouvements de BIC, BNC, revenus fonciers et revenus de capitaux mobiliers, et il est donc difficile d'identifier une éventuelle particularité "fiscale" des "cycles compositionnels" de 1981-1983 et 1986-1989 des

autres épisodes de la période 1970-1996. De plus, et surtout, nos estimations montrent que la cyclicité de la composition du revenu imposable n'explique qu'une faible part de la cyclicité des hauts revenus. Par exemple, la baisse de la part des revenus de capitaux mobiliers de P99,5-100 enregistrée entre 1981 et 1983 (de 14,4% à 11,9%), qui est pourtant l'une des variations les plus rapides observées sur l'ensemble de la période, ne peut expliquer au maximum qu'une baisse de l'ordre de 2,8% de P99,5-100/P95-100, soit une baisse relativement insignifiante comparée à la baisse totale de P99,5-100/P95-100 enregistrée sur cette période⁽⁶¹⁾.

Cela montre que la cyclicité des hauts revenus est due pour une large part à la cyclicité des distributions intra-catégorielles, et non pas seulement à des "effets compositionnels". Cela est confirmé par l'analyse détaillée de la récession de 1990-1993 que l'on peut faire à partir des échantillons légers de déclarations de revenus : si l'on multiplie tous les revenus catégoriels individuels déclarés en 1990 par le taux de variation de chaque type de revenu catégoriel observé au niveau agrégé entre 1990 et 1993, alors on n'explique ainsi qu'environ 30-40% de la baisse de la part des très hauts revenus effectivement observée entre 1990 et 1993. Autrement dit, les 2/3 de la baisse des très hauts revenus observée entre 1990 et 1993 s'explique par des évolutions intra-catégorielles. En particulier, les BIC et BNC des très hauts revenus ont beaucoup plus baissé que le reste des BIC/BNC. Ces évolutions intra-catégorielles s'observent également pour les salaires : entre 1990 et 1993, le montant des salaires perçus par les foyers de P99,99-100 a baissé sensiblement relativement au montant des salaires perçus par les foyers de P99,9-99,99, le montant des salaires perçus par les foyers de P99,9-99,99 a baissé relativement à celui perçu par les foyers de P99-99,9, etc..., et ce dans des proportions très comparables à celles observées pour la moyenne des autres revenus. Cela montre que la cyclicité des hauts revenus n'est pas seulement due au fait que les très hauts revenus supportent les risques liés aux revenus non-salariaux : ce même partage du risque entre très hauts revenus et hauts revenus, qui est à l'origine du phénomène de pro-cyclicité de l'inégalité parmi les hauts revenus, se retrouve également pour les revenus salariaux. Ce résultat n'est pas vraiment surprenant, si l'on considère que les très hauts salaires comportent une part importante de primes liées à l'activité économique, de la même façon que les revenus non-salariaux. L'importance relative de ces différents mécanismes de partage des risques au cours du cycle économique est fortement susceptible de varier au cours du temps, et il est donc illusoire de vouloir caractériser tel ou tel épisode particulier du cycle des hauts revenus uniquement par l'éventuelle spécificité de l'évolution observée de la composition.

En conclusion, les données disponibles sur l'évolution de la composition des hauts revenus ne permettent pas de distinguer clairement les cycles de 1981-1983 et 1986-1989 des autres cycles. Rien dans l'évolution de la composition ne permet de dire dans quel mesure les épisodes de 1981-1983 et de 1986-1989 sont le produit "naturel" du cycle économique ou ont été amplifiés par l'évolution des taux marginaux d'imposition (au moins en partie). Pour espérer pouvoir identifier les éventuels effets dus à la fiscalité, il faut passer aux estimateurs en "double-différence" et surtout en "triple-différence".

Les estimations en "double-différence"

Le tableau 5 donne les résultats de nos estimations en "double-différence" de l'élasticité du revenu imposable, obtenues séparément pour les foyers fiscaux ayant 1 part de QF et les foyers fiscaux ayant 2A parts de QF, et séparément pour les périodes 1980-1985 et 1985-1995.

Ces estimations en "double-différence" ont été obtenues en appliquant la formule (2) donnée dans l'annexe 1. La différence inter-fractile a été obtenue en comparant les fractiles P99-99,5 et P99,5-100. Les différences temporelles ont été effectuées en choisissant pour années de base 1980 pour l'épisode 1980-1985, et 1985 pour l'épisode 1985-1995, mais les résultats seraient peu modifiés si l'on prenait une année de base différente, par exemple 1981 au lieu de 1980 ou 1986 au lieu de 1985. La tranche à 65% ne s'applique qu'à compter des revenus de 1982, mais le plafonnement des effets du quotient familial s'applique dès les revenus de 1981, ce qui laisse une incertitude sur le choix de l'année de base. Comme le remarque Lafay (1999, p.85), les élasticités estimées tendent à être légèrement plus élevées si

l'on prend l'année 1980 comme année de base, et nous avons donc choisi l'année 1980 comme année de base afin de nous prémunir contre ce type de critique⁽⁶²⁾. Le tableau 5 donne l'ensemble des résultats obtenus par différence temporelle en comparant les années 1982-1985 à l'année de base 1980 (nous n'avons pas utilisé l'année 1981 pour faire une estimation par différence temporelle entre 1980 et 1981, car la tranche à 65% n'était pas encore en place), et en comparant les années 1986-1995 à l'année de base 1985. Les calculs dont les résultats sont donnés sur le tableau 5 peuvent être reproduits de la façon suivante. Par exemple, le tableau 5 indique que la part de P99-99,5 dans le revenu imposable total des foyers fiscaux ayant 1 part de QF est passée de 2,03% en 1980 à 2,02% en 1982, alors que la part de P99,5-100 est passée de 4,17% à 3,93%. Cela correspond à une baisse de 5,34% des revenus des contribuables de P99,5-100 relativement à ceux de P99-99,5 entre 1980 et 1982⁽⁶³⁾. La création de la tranche à 65% a entraîné une baisse d'environ 12,5% du taux de rétention des contribuables de P99,5-100, alors que celui des contribuables de P99-99,5 est resté inchangé⁽⁶⁴⁾. Cela correspond à une baisse de 12,5% du taux de rétention des contribuables de P99,5-100 relativement à celui de P99-99,5. L'application de l'estimateur "en double-différence" conduit donc à l'élasticité $e = (-5,34)/(-12,5) = 0,43$ indiquée sur le tableau 2. Entre 1980 et 1983, les revenus des contribuables de P99,5-100 ont baissé de 7,12% relativement à ceux des contribuables de P99-99,5, d'où une élasticité $e = (-7,12)/(-12,5) = 0,57$; etc. Toutes les élasticités indiqués sur le tableau 5 ont été calculées de cette façon⁽⁶⁵⁾.

L'avantage de donner les élasticités obtenues pour toutes les années est que cela permet de montrer comment l'estimateur en "double-différence"

Tableau 5 : estimations en "double-différence" de l'élasticité du revenu imposable, obtenues séparément pour les foyers fiscaux ayant 1 part et 2A parts de quotient familial (1980-1985 et 1985-1995)

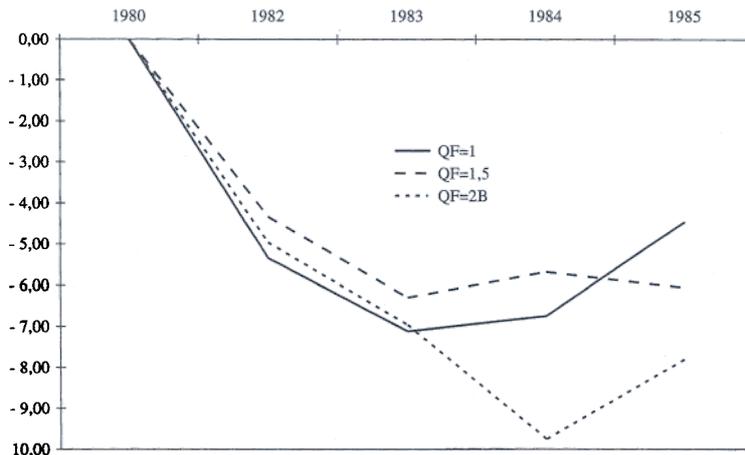
	QF=1				QF=2A			
	P99-99,5	P99,5-100	dy/y	e	P99-99,5	P99,5-100	dy/y	e
1980	2,03	4,17			2,63	5,75		
1982	2,02	3,93	-5,34	0,43	2,49	5,39	-0,90	0,07
1983	2,10	4,01	-7,12	0,57	2,45	5,13	-4,28	0,34
1984	2,12	4,07	-6,75	0,54	2,43	5,15	-2,94	0,24
1985	2,19	4,30	-4,44	0,36	2,52	5,32	-3,34	0,27
1985	2,19	4,30			2,52	5,32		
1986	2,22	4,45	1,84	0,09	2,54	5,52	2,71	0,13
1987	2,26	4,62	4,19	0,20	2,59	5,86	7,26	0,34
1988	2,29	4,81	6,89	0,33	2,62	6,05	9,23	0,44
1989	2,32	5,00	9,50	0,46	2,66	6,24	11,14	0,53
1990	2,33	4,89	6,84	0,33	2,64	6,20	11,15	0,53
1991	2,30	4,70	4,21	0,20	2,58	5,89	8,11	0,38
1992	2,27	4,57	2,39	0,11	2,51	5,64	6,17	0,29
1993	2,27	4,53	1,54	0,07	2,45	5,45	5,14	0,24
1994	2,28	4,58	1,94	0,09	2,44	5,49	6,41	0,30
1995	2,29	4,53	0,66	0,03	2,42	5,40	5,42	0,26

Source : estimations de l'auteur à partir des États 1921 (calculs effectués à partir des résultats donnés dans Piketty (1998c, tableaux 4-1 et 4-2 (pp.48-49) et tableau D-10 (p.119)).

conduit à des estimations qui sont très fortement dépendantes du cycle économique. Autrement dit, l'estimateur en "double-différence" ne permet pas de prendre correctement en compte la pro-cyclicité des hauts revenus, car cette dernière se manifeste notamment à l'intérieur du centile supérieur, c'est-à-dire très précisément entre les contribuables concernés par la tranche à 65% et les contribuables immédiatement inférieurs (cf. graphique 2 *supra*). Les hauts revenus baissent en 1982-1983 (ils baissaient même depuis 1979), mais ils remontent dès 1984-1985, si bien que les élasticités estimées en comparant 1985 et 1980 sont sensiblement plus faibles que celles estimées en comparant les années 1983 et 1980 : 0,36 au lieu de 0,57 pour les QF=1, et 0,27 contre 0,34 pour les QF=2A. On ne saura jamais comment les hauts revenus auraient continué à évoluer après 1985 sans l'alternance politique de 1986 et les baisses des taux marginaux supérieurs qui ont suivi, même s'il semble légitime de supposer que le *trend* amorcé dès 1984-1985 se serait poursuivi, et donc que les élasticités estimées auraient continué de baisser. De ce point de vue, l'épisode 1985-1995 est plus satisfaisant, car on peut observer les éventuelles conséquences des baisses de taux marginaux supérieurs de 1986-1987 durant un cycle économique complet, sans nouvelle perturbation fiscale importante. Les résultats sont particulièrement frappants pour les foyers fiscaux de célibataires : l'élasticité estimée passe de 0,09 en 1986 à 0,03 en 1995, après un maximum de 0,46 en 1989 correspondant au sommet du cycle économique (cf. tableau 5). Les revenus de

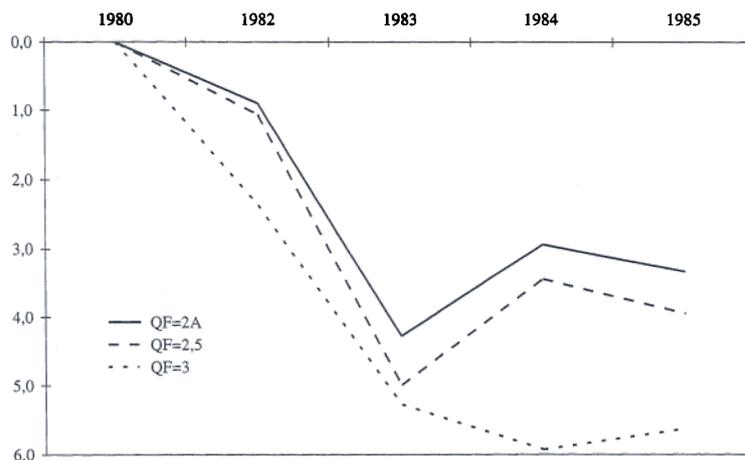
P99,5-100 avaient gagné près de 10% sur ceux de P99-99,5 au sommet du cycle économique, mais ils ont tout reperdu dans les années 1991-1993, si bien que la différence entre les taux d'évolution des revenus des deux fractiles n'est plus que 0,66% si l'on compare les années 1985 et 1995. Le fait que le taux de rétention de P99,5-100 ait progressé de plus de 20% relativement à celui de P99-99,5 ne semble donc avoir eu aucun impact structurel sur les revenus relatifs des uns et des autres. Les résultats sont légèrement différents pour les couples mariés : seule la moitié de la hausse de 11% des revenus de P99,5-100 relativement à ceux de P99-99,5 est annulée durant la récession de 1991-1993, si bien que l'élasticité estimée en comparant les années 1985 et 1995 se stabilise à un niveau significativement positif de 0,26. Dans la mesure où les années 1985-1986 et 1994-1995 correspondent à des phases à peu près similaires du cycle économique, on pourrait donc retenir une élasticité $e=0,03$ pour les célibataires et $e=0,26$ pour les couples mariés. Le fait que l'élasticité soit plus élevée pour les couples mariés pourrait s'expliquer par le fait que les décisions de participation des conjoints au marché du travail sont généralement considérées comme relativement élastiques. Une telle élasticité de 0,26 serait en tout état de cause inférieure aux niveaux requis pour que la suppression des tranches à 60% et 65% puisse être auto-financée (sur le lien entre les élasticités estimées et les taux marginaux limites correspondants au sommet de la courbe de Laffer, cf. l'annexe 2 placée à la fin de cet article). Mais on

Graphique 3 : la baisse du ratio P99,5-100/P99-99,5 pour les foyers fiscaux de célibataires (en %), 1980-1985



Source : estimations de l'auteur à partir des États 1921 (calculs effectués à partir des chiffres donnés dans Piketty (1998c, tableaux 4-1, et 4-2, p.48-49), tableau D-6 (p.115) et tableau D-8 (p.117)).

Graphique 4 : la baisse du ratio P99,5-100/P99-99,5 pour les foyers fiscaux de couples mariés (en %), 1980-1985



Source : estimations de l'auteur à partir des États 1921 (calculs effectués à partir des chiffres donnés dans Piketty (1998c, tableau D-10 (p.119), tableau D-12 (p.121) et tableau D-14 (p.123)).

voit toute l'imprécision de ces estimations : l'estimateur en "double-différence" est très dépendant du cycle économique et il est impossible de trouver deux années dont on puisse être certain que les effets macroéconomiques sur la répartition des revenus sont rigoureusement les mêmes. Il faut donc passer aux estimateurs en "triple-différence".

Les estimations en "triple-différence"

La question posée par l'épisode 1980-1985 est simple : le fait que les revenus de P99,5-100 aient baissé relativement à ceux de P99-99,5 est-il dû (au moins en partie) au fait que seuls les premiers étaient concernés par la création de la tranche à 65%, ou bien cette baisse aurait-elle eu lieu de toute façon ? La mise en place du plafonnement du quotient familial permet de répondre, car ce plafonnement a entraîné, pour les contribuables ayant des enfants à charge, une hausse sensiblement plus forte du taux marginal d'imposition au niveau de P99-99,5 qu'au niveau de P99,5-100. Or on observe que pour tous les groupes de QF, les revenus de P99,5-100 ont baissé relativement à ceux de P99-99,5, et ce dans des proportions extrêmement proches (cf. graphiques 3 et 4).

Pour les QF=1, les revenus de P99,5-100 ont baissé entre 1980 et 1983 de 7,12% relativement aux revenus de P99-99,5 ; pour les QF=1,5, la baisse est de 6,30% ; pour les QF=2B, la baisse est de 6,96% ; les taux de baisse sont tout aussi proches lorsqu'on compare les autres années ou les foyers de couples mariés. La similarité entre les évolutions observées pour les différents groupes de QF nous semble véritablement impressionnante. Rappelons également que ces chiffres ont été obtenus séparément à partir des tableaux des États 1921

dressés de façon indépendante pour les différents groupes de QF, ce qui confirme la fiabilité de cette source et de notre procédure d'approximation par une loi de Pareto. Ces résultats montrent de façon irréfutable que la baisse des très hauts revenus de P99,5-100 relativement aux hauts revenus de P99-99,5 observée en 1980-1985 n'a pas grand chose à voir avec les variations des taux marginaux auxquelles les uns et les autres ont été soumis. La conséquence immédiate est que les élasticités estimées par "triple-différence" sont extrêmement faibles, voire légèrement négatives (cf. tableaux 6 et 7).

Ces estimations en "triple-différence" ont été obtenues en appliquant la formule (3) donnée dans l'annexe 1. La différence inter-fractile a été obtenue en comparant les fractiles P99-99,5 et P99,5-100, et la différence inter-QF en comparant les QF 1 et 1,5, 1 et 2B, 2A et 2,5 et 2A et 3. Les différences temporelles sont les mêmes que celles qui ont déjà été utilisées pour les estimations en "double-différence" du tableau 5 (le choix de l'année de base est encore moins important pour les estimations en "triple-différence" que pour celles en "double-différence" et les élasticités obtenues seraient toujours inférieures à 0,1, quelle que soit l'année de base). On peut retrouver les résultats donnés sur le tableau 6 de la façon suivante. Par exemple, le tableau 6 indique que la baisse du ratio P99,5-100/P99-99,5 entre 1980 et 1982 a été de 5,34% pour les QF=1 et de 4,33% pour les QF=1,5, soit un différence de -1,01%. Pour les QF=1, le taux de rétention de P99,5-100 a baissé de 12,5% relativement à celui de P99-99,5 ; mais pour les QF=1,5, concernés par le plafonnement du quotient familial, le taux de rétention de P99,5-100 a augmenté de 7,1% relativement à celui de

Tableau 6 : estimations en "triple-différence" de l'élasticité du revenu imposable obtenues en comparant les foyers fiscaux de célibataires (QF=1, 1,5 et 2B) (1980-1985)

	QF=1 vs. QF=1,5				QF=1 vs. QF=2B			
	QF=1	QF=1,5	diff.	e	QF=1	QF=2B	diff.	e
1980	0,00	0,00			0,00	0,00		
1982	-5,34	-4,33	-1,01	0,05	-5,34	-4,96	-0,38	0,03
1983	-7,12	-6,30	-0,82	0,04	-7,12	-6,96	-0,16	0,01
1984	-6,75	-5,68	-1,07	0,05	-6,75	-9,75	3,01	-0,23
1985	-4,44	-6,06	1,61	-0,08	-4,44	-7,78	3,34	-0,25

Source : estimations de l'auteur à partir des États 1921 (calculs effectués à partir des résultats donnés dans Piketty (1998c, tableaux 4-1 et 4-2 (pp.48-49), tableaux D-6 (p.115) et D-8 (p.117)).

Tableau 7 : estimations en "triple-différence" de l'élasticité du revenu imposable, obtenues en comparant les foyers fiscaux de couples mariés (QF=2A, 2,5 et 3) (1980-1985)

	QF=2A vs. QF=2,5				QF=2A vs. QF=3			
	QF=2A	QF=2,5	diff.	e	QF=2A	QF=3	diff.	e
1980	0,00	0,00			0,00	0,00		
1982	-0,90	-1,06	0,16	-0,01	-0,90	-2,36	1,47	-0,05
1983	-4,28	-4,99	0,71	-0,05	-4,28	-5,27	1,00	-0,04
1984	-2,94	-3,45	0,51	-0,04	-2,94	-5,93	2,99	-0,11
1985	-3,34	-3,95	0,61	-0,04	-3,34	-5,62	2,29	-0,08

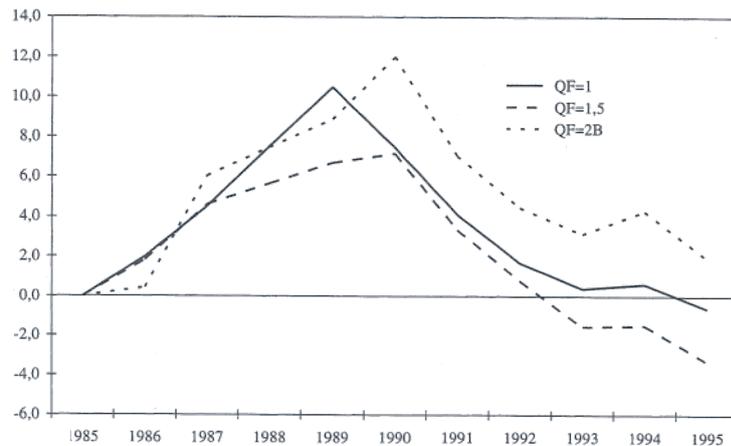
Source : estimations de l'auteur à partir des États 1921 (calculs effectués à partir des résultats donnés dans Piketty (1998c, tableau D-10 (p.119), tableau D-12 (p.121) et tableau D-14 (p.123)).

P99-99,5⁽⁶⁶⁾, soit une différence de taux d'évolution de -19,6% entre les QF=1 et les QF=1,5. L'application de l'estimateur en "triple-différence" conduit donc à $\epsilon = (-1,01)/(-19,6) = 0,05$. De même, $(-0,82)/(-19,6) = 0,04$, etc. Toutes les élasticités indiquées sur les tableaux 6 et 7 ont été calculées de la même façon⁽⁶⁷⁾. On notera que les élasticités obtenues par comparaison entre les QF=1 et les QF=2B deviennent négatives en 1984-1985 : cela traduit le fait que le ratio P99,5-100/P99-99,5 a encore plus baissé pour les QF=2B que pour les QF=1 (cf. graphique 3), et ce en dépit du fait que le taux marginal de P99,5-100 a baissé relativement à celui de P99-99,5 pour les QF=2B, alors qu'il a augmenté pour les QF=1. De même, les élasticités obtenues pour les couples mariés sont très légèrement négatives : le ratio P99,5-100/P99-99,5 a baissé davantage pour les couples mariés ayant des enfants (cf. graphique 4), alors que c'est le contraire qui aurait "dû" se produire d'après les variations de taux marginaux. Il va de soi que les faibles élasticités négatives ne doivent pas être davantage prises au sérieux que les faibles élasticités positives : dans les deux cas, l'interprétation de ces résultats est simplement que les variations de taux marginaux n'ont pas eu de conséquence significative sur les revenus imposables des contribuables.

Les résultats obtenus en exploitant la mise en place en 1986-1987 du plafonnement spécial pour le premier enfant à charge des contribuables célibataires vont dans le même sens. Ce plafonnement spécial a conduit à une très forte hausse du taux marginal d'imposition des célibataires ayant 2B parts de QF, et ce dès les fractiles P95-98 et P98-99, alors que tous les autres célibataires bénéficiaient des baisses générales des taux du barème. On aurait donc dû s'attendre à ce que le ratio P99,5-100/P98-99 progresse davantage pour les QF=2B que pour les autres célibataires. Or le graphique 5 montre que les ratios P99,5-100/P98-99 ont évolué de la même façon pour tous les célibataires entre 1985 et 1995, avec une hausse d'environ 10% entre 1985 et 1989-1990, entièrement annulée (ou presque) par la récession de 1991-1993. La courbe concernant les QF=2B est très légèrement au-dessus des deux autres en fin de période, ce qui explique pourquoi les élasticités estimées en "triple-différence" à partir de cette époque sont positives et voisines de 0,1-0,2 en fin de période (cf. tableau 8)⁽⁶⁸⁾.

Pour les couples mariés, aucun changement dans le mécanisme du plafonnement du quotient familial n'a eu lieu. Mais on peut réaliser une estimation en "triple-différence" pour la période 1985-1995 en exploitant le fait que les revenus des couples mariés

Graphique 5 : la hausse du ratio P99,5-100/P98-99 pour les foyers fiscaux de célibataires (en %), 1985-1995



Source : estimations de l'auteur à partir des États 1921 (calculs effectués à partir des chiffres donnés dans Piketty (1998c, tableaux 4-1 et 4-2 (pp.48-49), tableau D-6 (p.115) et tableau D-8 (p.117)).

Tableau 8 : estimations en "triple-différence" de l'élasticité du revenu imposable, obtenues en comparant les foyers fiscaux de célibataires (QF=1, 1,5 et 2B) (1985-1995)

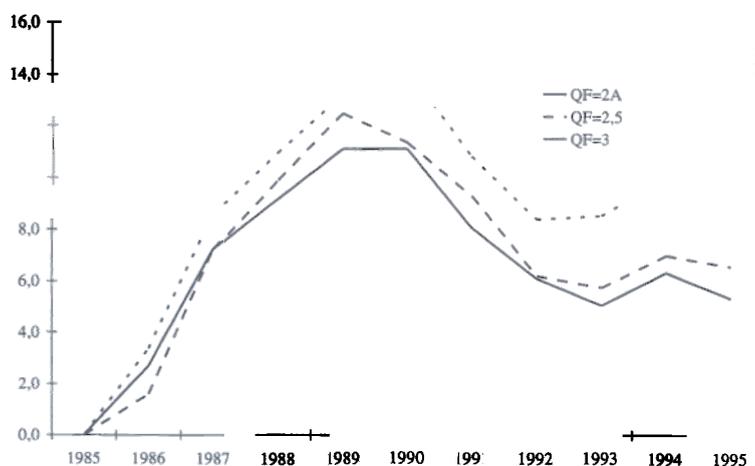
	QF=1 vs. QF=2B			ϵ	QF=1,5 vs. QF=2B			ϵ
	QF=1	QF=2B	diff.		QF=1,5	QF=2B	diff.	
1985	0,00	0,00			0,00	0,00		
1986	1,97	0,43	1,54	-0,04	1,82	0,43	1,39	-0,05
1987	4,49	6,04	-1,55	0,04	4,60	6,04	-1,44	0,05
1988	7,52	7,47	0,05	0,00	5,64	7,47	-1,82	0,06
1989	10,4	8,88	1,60	-0,04	6,69	8,88	-2,19	0,07
1990	7,46	12,00	-4,53	0,12	7,17	12,00	-4,83	0,16
1991	4,11	7,06	-2,95	0,08	3,34	7,06	-3,71	0,12
1992	1,69	4,45	-2,76	0,07	0,79	4,45	-3,66	0,12
1993	0,40	3,14	-2,74	0,07	-1,55	3,14	-4,69	0,16
1994	0,63	4,28	-3,64	0,10	-1,49	4,28	-5,77	0,19
1995	-0,62	1,91	-2,53	0,07	-3,30	1,91	-5,21	0,17

Source : estimations de l'auteur à partir des États 1921 (calculs effectués à partir des résultats donnés dans Piketty (1998c, tableaux 4-1 et 4-2 (pp.48-49), tableaux D-6 (p.115) et D-8 (p.117)).

ayant deux enfants à charge sont légèrement décalés vers le haut par rapport aux revenus des couples mariés sans enfant à charge ou avec un seul enfant à charge. La conséquence est que, pour les QF=3, les deux moitiés du centile supérieur bénéficient pratiquement dans les mêmes proportions de la suppression des tranches à 60% et 65%, alors que, pour les QF=2A et 2,5, seule la moitié supérieure du centile supérieur bénéficie de cette suppression. On aurait donc dû s'attendre à ce que le ratio P99,5-100/P99-99,5 progresse davantage pour les QF=2A et 2,5 que pour les QF=3. Or il n'en a rien été : le graphique 6 montre que l'évolution du ratio P99,5-100/P99-99,5 a été sensiblement la même pour tous les couples mariés. Là encore, le degré de similarité entre les différentes courbes dessinées sur le graphique 6 nous a semblé impressionnant, compte tenu du fait que ces chiffres proviennent d'estimations effectuées séparément à partir de

données indépendantes. On remarque que la courbe correspondant aux QF=3 est légèrement au-dessus des autres courbes, alors que le contraire aurait " dû " se produire, ce qui explique pourquoi les élasticités estimées en "triple-différence" à partir de ces épisodes sont toutes légèrement négatives (cf. tableau 9)⁽⁶⁹⁾. Ces résultats suggèrent également que l'élasticité de 0,26 estimée en "double-différence" à partir des QF=2A (cf. *supra*) est fortement biaisée : pour tous les couples mariés, et encore plus pour ceux pour lesquels cela n'aurait pas "dû" se produire, la récession de 1991-1993 n'annule qu'environ la moitié de la hausse du ratio P99,5-100/P99-99,5 survenue entre 1985 et 1989-1990 ; cette hausse structurelle (d'environ 6-7%) du ratio P99,5-100/P99-99,5 des couples mariés ne peut donc s'expliquer que par d'autres facteurs que la fiscalité.

Graphique 6 : la hausse du ratio P99,5-100/P99-99,5 pour les foyers fiscaux de couples mariés (en %), 1985-1995



Source : estimations de l'auteur à partir des États 1921 (calculs effectués à partir des résultats donnés dans Piketty (1998c, tableaux D-10 (pp.119), D-12 (p. 121) et D-14 (p.123)).

Tableau 9 : estimations en "triple-différence" de l'élasticité du revenu imposable, obtenues en comparant les foyers fiscaux de couples mariés (QF=2A, 2,5 et 3) (1985-1995)

	QF=2A vs. QF=3				QF=2,5 vs. QF=3			
	QF=2A	QF=3	diff.	e	QF=2,5	QF=3	diff.	e
1985	0,00	0,00						
1986	2,71	3,38	-0,67	-0,04	1,59	3,38	-1,79	-0,13
1987	7,26	8,64	-1,38	-0,09	7,25	8,64	-1,40	-0,10
1988	9,23	10,99	-1,76	-0,11	9,94	10,99	-1,05	-0,08
1989	11,14	13,25	-2,11	-0,14	12,52	13,25	-0,73	-0,05
1990	11,15	14,24	-3,09	-0,20	11,40	14,24	-2,84	-0,20
1991	8,11	10,86	-2,75	-0,18	9,34	10,86	-1,51	-0,11
1992	6,17	8,45	-2,28	-0,15	6,28	8,45	-2,17	-0,16
1993	5,14	8,59	-3,45	-0,22	5,83	8,59	-2,77	-0,20
1994	6,41	10,09	-3,68	-0,24	7,07	10,09	-3,02	-0,22
1995	5,42	8,78	-3,36	-0,22	6,64	8,78	-2,14	-0,15

Source : estimations de l'auteur à partir des États 1921 (calculs effectués à partir des résultats donnés dans Piketty (1998c, tableaux D-10 (pp.119), D-12 (p. 121) et D-14 (p.123)).

Conclusions et perspectives

En conclusion, il convient de rappeler la fragilité des estimations obtenues. Compte tenu des très fortes fluctuations de court terme auxquelles sont toujours soumis les hauts revenus, il est extrêmement difficile de déterminer avec certitude l'ampleur des fluctuations additionnelles éventuellement dues aux variations de taux marginaux et d'incitations au travail (au sens large). Nous espérons que des recherches futures sur données françaises permettront d'obtenir des estimations plus satisfaisantes, en améliorant la méthode utilisée ici et/ou en exploitant d'autres expériences naturelles. Mais, dans l'attente d'éventuelles recherches futures, il reste que les résultats obtenus dans cette étude, pour six groupes de quotient familial différents, vont tous dans la même direction. La répartition des hauts et des très hauts revenus est extrêmement stable dans le moyen terme et dans le long terme, les fluctuations de court terme semblent s'expliquer principalement par les effets mécaniques du cycle économique sur cette répartition, et les modifications de taux marginaux ne semblent pas avoir causé de fluctuations additionnelles importantes. Le fait central est que tous les hauts revenus ont évolué exactement de la même façon, indépendamment du nombre de parts de quotient familial, et ce bien que les variations de taux marginaux d'imposition aient été fort différentes pour les différents groupes de quotient familial, du fait des modifications apportées au mécanisme du QF. Les très légères différences entre les taux d'évolution observées pour les différents groupes de QF vont parfois dans le " bon " sens, parfois dans le " mauvais " sens, et quand elles vont dans le " bon " sens, les estimations obtenues suggèrent des élasticités maximales de l'ordre de 0,1-0,2, c'est-à-dire des niveaux sensiblement inférieurs au niveau requis pour qu'une baisse du taux marginal supérieur de l'IR puisse être auto-financée.

En outre, ces élasticités ont été obtenues à l'intérieur du centile supérieur de la distribution, et tout laisse à penser que les élasticités caractérisant les revenus moyens et moyens-élevés, c'est-à-dire les revenus qui représentent des masses budgétaires importantes, sont sensiblement inférieures aux élasticités caractérisant les hauts et les très hauts revenus : les revenus moyens et moyens-élevés ont beaucoup moins d'opportunités pour faire varier leur niveau de revenu imposable, et leur évolution est caractérisée par une insensibilité au cycle économique et une très grande stabilité que rien ne semble pouvoir affecter⁽⁷⁰⁾.

Il convient également de rappeler que toutes les élasticités ont été estimées "localement", c'est-à-dire à partir de variations de taux marginaux

se situant aux alentours de 45-65%. Il serait donc extrêmement hasardeux d'utiliser ces élasticités pour prédire comment évolueraient les bases d'imposition si les taux marginaux atteignaient soudainement des niveaux substantiellement plus élevés, par exemple si l'on passait à des taux de l'ordre de 80-90%. Il est fort possible que les élasticités deviennent sensiblement plus élevées à ce niveau de taux marginaux. Par contre, tout semble indiquer que pour des modifications "raisonnables" des taux marginaux, se situant aux alentours des taux actuellement appliqués, toute baisse des taux se traduise inévitablement par des pertes nettes de recettes fiscales au bénéfice des contribuables concernés.

En particulier, ces élasticités "locales" maximales de l'ordre de 0,1-0,2 semblent relativement faibles comparées aux estimations disponibles concernant les populations ayant de faibles revenus d'activité, pour lesquelles il n'est pas rare d'estimer "localement" des élasticités de l'offre de travail voisines ou supérieures à 0,5 (cf. les références données dans la première sous partie *supra*). De plus, et surtout, toutes les estimations disponibles suggèrent que l'élasticité de la demande de travail de la part des entreprises vis-à-vis du coût du travail, et notamment du coût du travail peu qualifié, est significativement plus élevée que les élasticités de l'ordre de 0,1-0,2 estimées ici⁽⁷¹⁾. Ces estimations suggèrent que l'allègement des charges sociales sur les bas salaires aurait des effets positifs sur l'activité économique et le niveau d'emploi sensiblement plus importants que l'allègement de l'impôt sur le revenu.

Ces résultats doivent-ils être considérés comme surprenants ? Nous pensons que non. En particulier, il ne faudrait surtout pas croire que ces résultats sont uniques à la France. Nos résultats sont en réalité tout à fait cohérents avec les études américaines les plus récentes sur les tranches supérieures de l'impôt sur le revenu, études qui suggèrent des élasticités relativement faibles, et en particulier nettement plus faibles que les élasticités obtenues dans le cas de programmes d'allègement des prélèvements pesant sur les faibles revenus d'activité, tels l'EITC (cf. les références données dans la première sous partie *supra*). Par ailleurs, il existe plusieurs explications économiques plausibles permettant de rendre compte de ces résultats. Tout d'abord, le fait est qu'il faut monter très haut dans la hiérarchie des revenus pour trouver des contribuables aisément délocalisables ou manipulables (cf. tableaux 1 et 2 *supra*). Dans leur très grande majorité, les hauts revenus du centile supérieur de la distribution, et en particulier les contribuables concernés par la tranche supérieure et le plafonnement du QF, sont des revenus de cadres supérieurs et de professions libérales, pour qui les coûts liés à une stratégie de délocalisation ou de fraude sont non négligeables, et non pas des revenus issus de grands portefeuilles

internationaux. Ensuite, les élasticités que nous avons estimées incluent partiellement les effets revenu, ce qui est justifié si l'on s'intéresse aux taux marginaux limites (cf. annexe 2 *infra*), et ces effets revenu peuvent contribuer à expliquer la faiblesse des élasticités estimées. Ces "effets revenu" correspondent en effet à des comportements extrêmement concrets et plausibles. Considérons par exemple un cadre supérieur à qui on annonce en 1981-1982 qu'il va payer plus d'impôt sur le revenu et que son niveau de vie va baisser (pour un revenu inchangé). Ce contribuable pourrait choisir de travailler moins, par exemple en passant moins de week-ends dans son entreprise et en obtenant moins de primes de son entreprise, mais cela impliquerait que son niveau de vie baisserait encore davantage, et il n'est pas sûr que ce choix soit le plus plausible : ce contribuable pourrait au contraire vouloir limiter sa perte de revenu disponible, par exemple parce qu'il est engagé à l'avance par un certain nombre de dépenses (maison, enfants, etc.).

Dans le cas extrême où il souhaiterait absolument maintenir son niveau de vie, alors il devrait travailler davantage et l'élasticité serait négative ! Le fait important est que ces "effets revenu" n'existent pas dans le cas d'une baisse de charges sociales pesant sur les bas salaires : seul l'effet de substitution détermine le comportement des entreprises vis-à-vis du coût du travail peu qualifié, ce qui peut expliquer pourquoi les baisses de charges sur les bas salaires auraient plus d'effets que la baisse des taux supérieurs de l'IR.

Par ailleurs, le fait que l'élasticité de la demande de travail qualifié soit notoirement plus faible que l'élasticité de la demande de travail non-qualifié peut contribuer à expliquer la faiblesse des élasticités estimées ici pour les hauts revenus. Si l'élasticité de la demande de travail qualifié était très faible (une grande surface a besoin d'un manager quoi qu'il arrive, contrairement aux vendeurs qu'elle peut remplacer par des machines), cela signifierait que le cadre supérieur pourrait obtenir de son employeur une plus forte augmentation de salaire (ou une moins forte baisse, en cas de récession, par exemple en 1982-1983) pour le "dédommager" de la hausse de l'impôt sur le revenu, si bien que la hausse de l'IR serait intégralement répercutée sur son employeur et n'aurait aucun effet (ou même un effet positif) sur le revenu du contribuable.

Il existe également une autre explication économique possible pour nos résultats. Il est possible que seuls les comportements à très long terme sont susceptibles d'être affectés par des variations des taux marginaux supérieurs d'imposition, et donc que nos estimations d'élasticités faibles à 5 ou 10 ans peuvent masquer des élasticités élevées à 20 ou 30 ans. Cela pourrait s'expliquer à la fois du fait du temps nécessaire pour

que les habitudes et stratégies professionnelles s'adaptent aux nouvelles incitations, et du fait du temps nécessaire pour que les contribuables comprennent les nouvelles incitations (nouveau barème, nouveau plafonnement du quotient familial, etc.). Ce dernier argument nous semble le moins convaincant : les contribuables sont généralement assez prompts à repérer les hausses d'impôt qui les concernent personnellement, surtout quand il s'agit de hausses d'impôt, comme celles de 1981-1982, qui sont abondamment politisées et médiatisées. Par contre, l'idée que les effets à très long terme, par exemple à travers des choix de carrière professionnelle dont les changements ne peuvent se manifester complètement qu'au bout d'une génération puissent dominer les effets à court et moyen terme, nous semble être la critique la plus sérieuse que l'on puisse adresser à nos résultats. En outre, si les effets à très long terme étaient dominants, alors il serait illusoire de chercher à exploiter les variations du mécanisme de quotient familial, puisque par définition les différentes situations familiales correspondant aux différents nombres de parts de QF sont des situations transitoires à l'échelle d'une vie. Autrement dit, s'il y a de bonnes raisons de penser qu'une baisse générale des taux de l'IR se traduirait inévitablement par des pertes importantes de recettes fiscales à l'horizon de 5 ou 10 ans, probablement dans des proportions voisines de celles de la baisse des taux (toutes choses égales par ailleurs), rien ne permet d'affirmer qu'il en irait de même à plus long terme, par exemple à 15 ou 20 ans.

Notes

(1) Le ratio entre le nombre de ménages et le nombre de foyers fiscaux est relativement stable (autour de 1,3) entre 1970 et 1996 (cf. Piketty (1998c, tableau 2-2, p.21)).

(2) Cette enquête évalue à environ 11700 francs le revenu mensuel médian des ménages en 1994, et à environ 14190 francs le revenu mensuel moyen (cf. par exemple Piketty (1997a, p.13, tableau IV)). Les revenus estimés par les enquêtes " Budget de Famille " sont légèrement supérieurs aux revenus fiscaux déclarés, car ces derniers n'incluent pas les revenus non-imposables (ils excluent notamment les prestations sociales non-imposables (allocations familiales, minimas sociaux, ...), si bien que la sous-estimation est particulièrement forte pour les bas revenus).

(3) Ce même phénomène de croissance du taux d'imposabilité s'observe dans des proportions identiques sur l'ensemble de la période 1970-1995. Cf. les tableaux donnés dans Piketty (1998c, annexes F et G).

(4) Cf. Piketty (1998c, tableau 3-6, pp.42-43, et annexe F).

(5) Les échantillons légers de déclarations de revenus permettent d'observer ce même phénomène sur l'ensemble de la période 1988-1995 (cf. les tableaux donnés dans Piketty (1998c, annexe F)).

(6) Les 210000 foyers de la tranche supérieure détiennent environ 6,7% du revenu imposable total, mais seule la fraction de leurs revenus supérieure à 291270 francs par part est soumise au taux marginal de 54%, ce qui conduit à diviser par 2,3 environ l'assiette considérée (ce chiffre de 2,3 n'est autre que le paramètre de la loi de Pareto caractérisant les hauts revenus en France ; cf. l'annexe 1 placée à la fin de cet article sur les liens entre loi de Pareto, élasticité et taux marginaux limites). Ces estimations du rendement de la tranche supérieure ont été obtenues à partir de l'échantillon léger de déclarations de revenus 1995 (cf. Piketty (1998c, annexe F)), après prise en compte des effets du plafonnement du quotient familial. Sans prise en compte du plafonnement du quotient familial, seuls 120000 foyers environ seraient concernés par la tranche supérieure (environ 0,4% des foyers), pour une assiette totale d'environ 55 milliards de francs.

(7) Il n'est pas exclu que, pour un groupe de contribuables disposant d'un type de revenu donné (par exemple pour les salariés, ou pour les professions libérales), l'offre de travail soit " backward bending ", auquel cas elle n'aurait aucune raison de croître avec le niveau de revenu. Mais, au moins à l'intérieur du décile supérieur, on voit mal comment un tel phénomène pourrait contrebalancer le fait que la composition des revenus évolue extrêmement rapidement et laisse ainsi beaucoup plus d'opportunités pour faire varier le revenu imposable à mesure que le revenu croît (cf. tableau 2).

(8) Pour un rappel de l'évolution des barèmes de 1970 à 1996, cf. tableau 3. Pour un rappel du coût budgétaire des réformes de 1993 et 1996, cf. Piketty (1998c, tableau 2-4, p.25).

(9) Cf. les références données *infra* sur des études américaines estimant l'élasticité du revenu imposable en exploitant les variations des taux marginaux supérieurs de l'IR et notamment l'étude de Feldstein (1995). Pour des

études estimant l'élasticité de l'offre de travail des populations à bas revenu en exploitant les variations des systèmes de minimas sociaux, cf. par exemple Eissa et Liebman (1996) et Piketty (1998a). La méthodologie des " expériences naturelles " a également été utilisée pour renouveler l'étude des effets du salaire minimum sur l'emploi, et ce en exploitant les variations du salaire minimum et/ou du niveau des charges patronales au niveau du salaire minimum (cf. par exemple Card et Krueger (1995), Abowd, Kramarz et Margolis (1999) et Kramarz et Philippon (1999)).

(10) Cf. par exemple Nolan (1987a, 1987b) pour une étude détaillée portant sur le Royaume-Uni. Cette même pro-cyclicité des hauts revenus est nettement perceptible dans les séries annuelles de Feenberg et Poterba (1993), même s'ils omettent de l'étudier en tant que telle. Cf. également Saez (1998a), qui constate le même phénomène aux États-Unis pendant les années 1920 et 1930 (à partir des statistiques fiscales américaines de l'époque). Ce phénomène de pro-cyclicité de l'inégalité (l'inégalité des revenus augmente dans les phases hautes du cycle économique et diminue dans les phases basses) ne concerne cependant que les très hauts revenus, et il est dominé pour le reste de la distribution par un phénomène allant en sens inverse, ce qui explique sans doute pourquoi il n'a pas retenu toute l'attention qu'il mérite. La littérature économétrique sur la cyclicité de la distribution des revenus s'est en effet concentrée sur le phénomène de contra-cyclicité de l'inégalité due aux fluctuations du chômage : la diminution du chômage généralement liée aux périodes de forte croissance conduit à un gonflement de la part des revenus des déciles inférieurs de la distribution, inversement la progression du chômage des périodes de récession ou de faible croissance conduit généralement à une diminution de la part des déciles inférieurs. Cette littérature a également montré que cette contra-cyclicité de l'inégalité découlait pour l'essentiel de l'effet du taux de chômage (en particulier, le taux d'inflation a généralement un impact beaucoup plus ambigu sur la distribution des revenus). Cf. par exemple Nolan (1987a, 1989) et Jântti (1994) et les références données dans ces études.

(11) Cf. Feldstein (1995, tableau 2, p.565).

(12) Cf. Feldstein (1995, pp.567-570).

(13) Cf. notamment Lindsay (1987) et Navratil (1995). Navratil estime les effets de la réforme fiscale de 1981 en utilisant un panel de déclarations pour les années 1980 et 1983, de même que Feldstein estime les effets de la réforme fiscale de 1986 en utilisant un panel de déclarations pour les années 1985 et 1988. Lindsay s'intéresse également à la réforme de 1981, mais il utilise des échantillons de déclarations pour les années 1980, 1981, 1982, 1983 et 1984, sans identifiant individuel permettant de suivre les mêmes contribuables, contrairement à Feldstein et Navratil. Mais l'avantage d'utiliser un panel semble mince comparé à l'intérêt de disposer de données sur longue période afin de mieux identifier un " groupe de contrôle " adéquat.

(14) Cf. Slemrod (1995a, 1995b) et Gordon et Slemrod (1997), qui montrent que l'essentiel de la progression des hauts revenus observée entre 1986 et 1988 est en fait due à un transfert entre l'impôt sur les sociétés et l'impôt sur le revenu individuel, sans que l'assiette totale augmente sensiblement (l'élasticité calculée par Feldstein est donc fortement surévaluée, indépendamment du problème de la pro-cyclicité des hauts revenus).

(15) Pour un exposé récent de ces critiques, cf. par exemple Blundell *et alii* (1998). Le modèle structurel proposé par Blundell *et alii* (1998), appliqué aux réformes fiscales britanniques des années 1980, les conduit à estimer des élasticités relativement faibles ; ces résultats ne sont cependant pas totalement convaincants, car ils excluent tous les revenus non-salariaux et mesurent donc uniquement l'élasticité de l'offre de travail au sens étroit.

(16) Cf. Piketty (1998c, pp.128-129).

(17) Compte tenu du volume de chiffres et de tableaux exploités pour produire l'ensemble de ces séries, il n'est pas exclu que des erreurs de calculs puissent s'être glissées ici ou là. La seule erreur que nous ayons détecté est une légère erreur d'impression sur les tableaux D-12 (p.121) et D-14 (p.123) : sur la partie basse de ces tableaux, qui donnent les résultats des estimations pour les foyers fiscaux ayant 2,5 et 3 parts de QF, nous avons reproduit par erreur les chiffres correspondants aux foyers fiscaux ayant 2A parts de QF, déjà donnés dans la partie basse du tableau D-10 (p.119) ; mais il s'agit d'une erreur sans conséquence, car les parties basses de ces tableaux peuvent entièrement se déduire des parties hautes, qui ne contiennent aucune erreur d'impression, et que nous utilisons déjà pour les estimations de l'élasticité du revenu imposable données dans Piketty (1998c). Signalons également une très légère erreur de copier/coller sur le tableau 3-3 (p.34) : la part de P99,99-100 est en 1970 de 0,66% et non de 0,68%.

(18) Plus précisément, la constante b varie légèrement avec le niveau de revenu (ce que Kuznets (1953) et Feenberg et Poterba (1993) ont également constaté avec les données américaines) et il faut donc pour estimer chaque centile utiliser les paramètres correspondants au seuil disponible le plus proche. La méthode d'estimation utilisée, légèrement différente de celle de Feenberg et Poterba, est décrite de façon détaillée dans Piketty (1998c, annexe D, pp.105-110). Pour d'autres techniques d'estimation des paramètres d'une loi de Pareto, cf. Quandt (1966).

(19) Feenberg et Poterba disposent d'échantillons de déclarations depuis les revenus de 1979 (le US Treasury diffuse de tels échantillons depuis 1968, mais le NBER ne les utilise que depuis 1979), ce qui leur permet de tester la fiabilité de l'approximation par une loi de Pareto dans une période de transformation extrêmement rapide de la distribution américaine des revenus : le coefficient b (ratio entre le revenu moyen et le seuil de revenu considéré) passe progressivement d'environ 1,8 en 1979 à environ 2,7 en 1988-1989, mais leurs estimations restent toujours aussi précises (leur estimation de la part du revenu imposable détenue par les 0,5% les plus riches passent de 6,04% en 1979 (6,06% d'après l'échantillon de déclarations de revenus 1979) à 12,02% en 1988 (12,05% d'après l'échantillon de déclarations de revenus 1988)).

(20) Cf. par exemple les travaux d'Atkinson et Micklewright (1992) sur les inégalités de revenu en URSS et en Europe de l'Est, qui se fondent entièrement sur les données brutes par tranches de revenu ou de salaire publiés dans les différents pays et l'estimation des différents déciles des distributions à partir d'une méthode proche de celle utilisée par Feenberg et Poterba.

(21) Le Conseil des Impôts a consacré ses rapports annuels à l'impôt sur le revenu en 1972, 1974, 1979, 1984 et 1990 (les trois premiers rapports ont été publiés dans " Statistiques et Études Financières ", série bleue, n°287 (1972), n°311 (1974) et n°361-362 (1979)). Ces rapports

constituent des sources précieuses, notamment pour tout ce qui concerne l'évolution de la législation et les comparaisons internationales. Outre les États 1921, qui constituent toujours la source statistique essentielle, ces rapports utilisent également parfois les enquêtes " Revenus fiscaux ". Le fait que ces rapports ne se posent jamais directement la question des éventuels effets désincitatifs de l'impôt sur le revenu s'explique sans doute en partie par des considérations politiques : par exemple, on imagine mal que le Conseil des Impôts en 1984 se saisisse de la question brûlante des éventuels fuites de hauts revenus consécutives à l'alternance de 1981...

(22) Cf. Piketty (1998c, annexe B.3). Il en va de même des grands rapports administratifs sur les prélèvements. Cf. par exemple le rapport de la commission Ducamin consacré à l'étude des prélèvements pesant sur les ménages, dont l'annexe 23, intitulée " Évolution de la structure des revenus élevés déclarés à l'impôt sur le revenu ", se contente en fait de reproduire les chiffres bruts des États 1921 concernant la composition des revenus imposables supérieurs à 400000 ou 500000 francs courants de 1981 à 1992, sans chercher à corriger le fait que la proportion de contribuables concernés a été multiplié par plus de 2 durant cette période (cf. Piketty (1998c, tableau D-1, annexe D.1)).

(23) Cf. Piketty (1998c, annexe G) pour la liste des publications de l'Insee consacrées aux enquêtes " Revenus fiscaux " depuis 1970.

(24) L'excellent livre de droit de David (1987) est une exception à cette règle, puisqu'il inclut également un grand nombre de tableaux statistiques issus des rapports du Conseil des Impôts et des études publiées par l'Insee et dans " Statistiques et Études Financières ", sans toutefois proposer d'analyse statistique originale.

(25) Cf. par exemple Maillard (1989), Trannoy, Jehanne, Lebreton et Moyes (1991), Roquet, Rafaliarison et Trannoy (1993), et Bourguignon et Chiappori (1997). Maillard propose plusieurs mesures de la progressivité de l'IR en France. Trannoy *et alii* étudient dans quelle mesure les différents barèmes de l'IR et des cotisations sociales depuis 1959 peuvent être ordonnées en termes de dominance au sens de Lorenz (la réponse étant largement négative). Bourguignon et Chiappori étudient dans quelle mesure la progressivité actuelle du couple IR/prestations sociales pourrait être égalée ou dépassée par un système d'allocation universelle et de taux marginal unique.

(26) Pour un *survey* relativement récent des études internationales sur l'élasticité de l'offre de travail, cf. Blundell (1995). Pour des études sur données françaises, cf. par exemple Bourguignon et Magnac (1985) et Piketty (1998b) et les références citées dans ces articles.

(27) Cf. par exemple Fourçans (1985).

(28) Cf. par exemple Fleurbaey, Ould Biya, Ralle et Rousse (1987) et Théret et Uri (1987).

(29) Le " travail " dont la méthodologie se rapproche le plus de celle que nous mettons en œuvre ici est celui de Lacoude (1995). Mais cette " étude empirique de l'effet Laffer en France " se résume en fait à un unique tableau, sans aucune précision sur les sources et la méthodologie utilisées (cf. tableau 8, p.141 ; " Source : Ministère des Finances " ...), qui prétend donner des chiffres portant sur la part du revenu imposable total détenue par le centile supérieur et les centiles immédiatement inférieurs de la distribution du revenu imposable en 1979, 1984, 1988, 1990

et 1991, et selon lesquels la part des 1% les plus riches serait passée de 1,83% du revenu total en 1984 à environ 8% en 1988-1991, preuve, selon l'auteur, que les baisses d'impôts de 1986-1987 ont puissamment stimulé l'offre de travail des contribuables concernés! Bien évidemment, ces chiffres sont totalement farfelus : jamais personne n'a observé un quadruplement du revenu relatif des 1% les plus riches en 4 ans, et le simple bon sens devrait conduire à rejeter l'idée que la part des 1% les plus riches puisse être en 1984 de moins de 2% du revenu total (ce qui impliquerait que les 1% les plus riches ont un revenu moyen qui est moins de 2 fois plus élevé que le revenu moyen de l'ensemble de la distribution, ce qui là encore ne s'est tout simplement jamais vu...). Nos résultats montrent que les variations de la part des 1% les plus riches, des 0,5% etc..., qu'elles soient causées par le cycle économique ou par la fiscalité, sont toujours d'une ampleur beaucoup plus faible. Après contact avec l'auteur, il s'est avéré impossible de déterminer avec certitude si les chiffres totalement farfelus de 1979 et 1984 (les chiffres de 1988-1991 sont vaguement réalistes) étaient dus à une erreur grossière (mais sincère) de calcul ou à une tentative délibérée de manipulation des chiffres. Le fait qu'un tel article puisse à l'époque avoir été publié dans une revue comme "Revue Française d'Économie" mérite d'être retenu (le reste de l'article se contente de réciter les anecdotes de la littérature de gare américaine sur la courbe de Laffer).

(30) Par exemple, le Projet de Loi de Finances pour 1987 annonce que "dans le cadre de la politique d'abaissement de la pression fiscale poursuivie par les pouvoirs publics, et afin d'éviter les effets décourageants des prélèvements actuels, la tranche à 65% serait supprimée dès l'imposition des revenus de 1986 ; le taux le plus élevé serait ramené à 58%" (exposé des motifs de l'article 2, PLF87, pp.16-17). Cette formulation laisse donc clairement entendre que les revenus déclarés par les contribuables concernés allaient progresser grâce à cette mesure. Pourtant, le chiffrage du PLF87, tout comme le chiffrage du PLF83 lors de la création de la tranche à 65%, ne prend en compte aucun effet incitatif éventuel et se contente de donner le coût mécanique de la mesure à assiette fiscale inchangée (le coût de la suppression du taux d'imposition de 65% est chiffré à 1,520 milliard, et celui de la limitation du taux supérieur à 58% à 700 millions ; cf. PLF87, "Évaluation des voies et moyens", pp.11-12). Aucune étude émanant du gouvernement ou des partis politiques ne semble être revenue ultérieurement sur le chiffrage des "effets décourageants des prélèvements actuels".

(31) Il existe de multiples sources permettant d'étudier l'évolution de la législation de l'impôt sur le revenu. Outre les Lois de Finances pour l'année $n+1$, publiées chaque année au JO "Lois et Décrets" du 31/12/ n , et qui par définition contiennent l'ensemble des mesures nouvelles applicables aux revenus de l'année n , nous avons consulté les "Brochure Pratique $n+1$ (Déclaration des revenus n)" publiées chaque année depuis 1979 par la DGI et les "Guide Pratique du contribuable $n+1$ (revenus n)" publiées chaque année depuis 1932 par le SNUI. Les rapports du Conseil des Impôts consacrés à l'impôt sur le revenu contiennent également des descriptions synthétiques de l'évolution de la législation, ainsi que les n° de "Statistiques et Études Financières" consacrés à "L'impôt sur le revenu en 19..". (cf. Piketty (1998c, annexe B.3)). Le livre de Nizet (1991) fournit également une bonne description des orientations générales de la législation fiscale de 1945 à 1990.

(32) Cf. Piketty (1998c, graphiques 4-1 et 4-2, quatrième partie).

(33) Le "taux de rétention" est défini comme l'inverse du taux marginal d'imposition : il mesure combien de centimes restent à la disposition du contribuable quand son revenu imposable augmente de 1 franc. Le passage d'un taux marginal de 65% à un taux marginal de 56,8% équivaut donc à une augmentation d'environ 23,4% du taux de rétention, qui passe de 35% à 43,2% ($8,2/35 = 0,234$).

(34) Un mécanisme de décote similaire à celui qui a été introduit en 1981 avait déjà été appliqué lors de l'imposition des revenus des années 1970 à 1972, puis supprimé en 1973 avec l'élargissement de la tranche à taux 0. Ce mécanisme avait ensuite été remplacé par un mécanisme *ad hoc* de réduction d'impôt destiné aux célibataires smicards, supprimé en 1981 avec le retour de la décote.

(35) Cf. Piketty (1998c, tableau 2-2, p.21).

(36) La décote fonctionne de la façon suivante : les contribuables dont l'impôt I est inférieur au seuil s de la décote voient leur impôt réduit de $(s-I)$. Les contribuables dont l'impôt I est inférieur à $s/2$ deviennent donc non imposables du fait de la décote, et les contribuables dont l'impôt est compris entre $s/2$ et s voient leur impôt passer de I à $2I-s$. Autrement dit, le taux marginal du premier groupe est ramené à 0%, alors que celui du second est multiplié par 2.

(37) La difficulté vient du fait que les contribuables concernés par la décote ont par définition des revenus imposables situés à la marge des seuils d'imposabilité. Les États 1921 ne conservant des informations statistiques sur les foyers non-imposables que depuis 1985, il est donc difficile d'étudier de façon fiable les modifications fines de la distribution des revenus concernés par l'introduction de la décote en 1981 (en outre, la distribution des revenus faibles et moyens ne peut pas être correctement approximée par une loi de Pareto, et il faudrait donc mettre au point une autre technique d'estimation pour obtenir des résultats en fractiles à partir des tableaux en tranche des États 1921).

(38) Pour une intéressante rétrospective des majorations d'impôt appliquées de 1974 à 1983, cf. "Statistiques et Études Financières", série rouge, n°394 (1984), pp.28-32.

(39) Les contribuables dont l'impôt dû au titre des revenus de 1970 était inférieur à 5000 francs bénéficiaient de minorations d'impôt progressives à des taux allant de 15% à 3% (un système similaire de minorations a été appliqué aux revenus de 1971 et 1972) ; les contribuables dont l'impôt dû au titre des revenus de 1970 était supérieur à 20000 francs devaient acquitter une majoration de 3% (ce taux a été ramené à 2% pour les revenus de 1971, puis supprimé à compter des revenus de 1972). Outre ce système de majorations et de minorations, le barème de l'IR applicable au revenu de 1970 et 1971 comportait un mécanisme permettant de taxer davantage les revenus non-salariaux : le barème "officiel" avait des taux allant de 3%, 13%,..., à 63% (et non de 0%, 10%,..., à 60%), mais tous les contribuables bénéficiaient d'une réduction d'impôt égale à 3% du montant net de leurs salaires et pensions. Ce mécanisme a été supprimé à compter des revenus de 1972, si bien que le taux marginal effectif applicable aux revenus non-salariaux les plus élevés est passé de 64,9% ($63\% \times 1,03$) en 1970 à 64,3% ($63\% \times 1,02$) en 1971 et 60% en 1972.

(40) Pour les contribuables ayant 1 part de quotient familial, un impôt de 100000 francs correspondait à un revenu imposable de 220000 francs en 1980, c'est-à-dire à un niveau légèrement supérieur au seuil de la tranche à 65% applicable à compter des revenus de 1982 (195000 francs en 1982). Pour les contribuables ayant un nombre plus élevé de parts, le seuil d'application de la majoration exceptionnelle de 1981 était légèrement inférieur au seuil de la tranche à 65%.

(41) Tous les contribuables dont l'impôt dû au titre des revenus de 1981 est supérieur à 5000 francs devront en outre s'acquitter d'un " emprunt obligatoire ayant pour objet l'accroissement des ressources d'épargne et le financement des actions engagées par l'État en faveur du développement industriel et du soutien de l'emploi ", institué par l'ordonnance du 30/4/83, égal à 10% de l'impôt dû au titre des revenus de 1981 (l'emprunt était remboursable après 3 ans, avec un intérêt de 11% l'an).

(42) Tous les contribuables dont le revenu imposable par part est inférieur à 295000 francs en 1986 bénéficient de minorations d'impôt, à des taux allant de 11% pour les contribuables dont l'impôt dû au titre des revenus de 1986 est inférieur à 22730 francs à 6% pour les contribuables dont l'impôt dû est compris entre 29090 et 34910 francs et 3% pour les contribuables dont l'impôt dû est supérieur à 41060 francs (mais dont le revenu imposable par part est inférieur à 295000 francs). Ces taux seront intégralement reconduits de 1986 à 1992, les seuils étant chaque année indexés sur l'inflation.

(43) Pour les contribuables ayant 1 part de quotient familial, les majorations d'impôts applicables aux revenus des années 1981-1984 correspondaient à un seuil de revenu imposable de l'ordre de 100000 francs (89000 francs en 1981, 100000 francs en 1982, 83000 en 1983, 115000 francs en 1984), et elles concernaient donc entre 1,5% et 2% des contribuables (cf. Piketty (1998c, tableau D-4, annexe D.2)). Cette proportion était légèrement plus élevée pour les contribuables ayant 1,5 ou 2B parts de quotient familial (environ 2% des contribuables), et sensiblement plus élevée pour les contribuables ayant 2A, 2,5 ou 3 parts de quotient familial (entre 5 et 10% des contribuables). L'emprunt obligatoire de 1983 concernait une proportion de contribuables encore plus élevée (plus de 10% en moyenne). Dans tous les cas, tous les foyers du centile supérieur étaient concernés, si bien que les différentiels de taux marginaux entre foyers du centile supérieur estimés dans la quatrième partie ne sont pas affectés par ces majorations.

(44) À compter des revenus de 1981, ces demi-parts sont attribués pour toutes les personnes à charge invalides du foyer, et non plus seulement pour les ascendants et enfants à charge invalides.

(45) Cf. Piketty (1998c, tableaux D-5 et D-6, annexe D.2). La forte concentration des revenus observée pour ce groupe de contribuables s'explique par le fait qu'il regroupe en grande partie des personnes âgées, tranche d'âge où se mêlent à la fois un grand nombre de personnes seules aux revenus très modestes et un petit nombre de contribuables ayant un patrimoine et des revenus très élevés.

(46) Les veufs dont les enfants sont issus du mariage avec le conjoint décédé ont également droit à une autre demi-part supplémentaire, si bien qu'un contribuable veuf ayant 1 enfant à charge (issu du mariage avec le conjoint décédé) a

droit à 2,5 parts (comme un couple marié ayant 1 enfant à charge).

(47) Cf. Piketty (1998c, tableaux C-6 et C-7, annexe C.3).

(48) Les États 1921 ne font pas la distinction entre les contribuables de couples mariés ayant plus de 2 parts de quotient familial et les contribuables de célibataires ayant plus de 2 parts de quotient familial ; pour estimer les effets du plafonnement du quotient familial sur les taux marginaux effectifs d'imposition, nous ferons l'hypothèse que tous les contribuables ayant 2,5 ou 3 parts sont des couples mariés (d'après les échantillons légers de déclarations de revenus des années 1988-1995 (variable " mat "), tel est le cas de plus de 80% des foyers ayant 2,5 parts et de plus de 98% des foyers ayant 3 parts). Cette difficulté implique également qu'il serait difficile de suivre correctement l'évolution de la distribution du revenu imposable des foyers ayant plus de 3 parts (outre que les familles nombreuses ont connu des variations multiples et contradictoires, ce qui diminue leur intérêt du point de vue de l'estimation de l'élasticité du revenu imposable) : les multiples changements des règles d'attribution de demi-parts supplémentaires font que la distribution de nombres élevés de parts de quotient familial a beaucoup changé pendant les années 1980, si bien que les couples mariés ayant un nombre élevé de parts pour des raisons " normales " sont difficiles à distinguer des autres foyers ayant pendant quelques années le même nombre élevé de parts pour d'autres raisons (demi-parts supplémentaires des célibataires, des personnes invalides) ; cf. Piketty (1998c, tableaux C-6 et C-7, annexe C.3).

(49) Cependant, le nouveau plafond mis en place en 1986 ne s'applique pas aux veufs dont l'enfant à charge est issu du mariage avec le conjoint décédé (qui continuent de bénéficier du plafond général). Les États 1921 ne nous permettant pas de distinguer ces contribuables parmi les foyers fiscaux ayant 2B parts de quotient familial et pour estimer les taux marginaux effectifs d'imposition, nous avons fait l'hypothèse que ce nouveau seuil s'appliquait à l'ensemble des foyers fiscaux ayant 2B parts de quotient familial (pour 1994, c'est-à-dire pour la dernière année avant le durcissement des conditions d'attribution de la part entière au 1er enfant à charge des célibataires, l'échantillon léger de déclarations de revenus (variable " mat ") indique qu'environ 9,5% des contribuables ayant 2B parts de quotient familial étaient des veufs, contre environ 45% de célibataires et 45% de divorcés ; la proportion de contribuables continuant de bénéficier de l'ancien seuil est encore inférieure, puisque tous les enfants à charge des veufs ne sont pas issus du mariage avec le conjoint décédé).

(50) Cf. Piketty (1998c, tableaux C-5 et C-6, annexe C.3).

(51) Nous n'avons pas cherché non plus à exploiter les déplaçonnements de cotisations sociales intervenues dans les années 1980, ni la création d'un plafond pour les abattements de 20% des salariés durant les années 1970, deux réformes qui ont conduit à une hausse non négligeable des taux marginaux applicables aux hauts revenus salariaux ; ces deux réformes sont cependant difficiles à exploiter, car elles concernent uniquement les revenus salariaux, que les données disponibles ne permettent d'isoler que de façon relativement grossière.

(52) Cf. Piketty (1998c, annexe E.1) pour une comparaison systématique entre les estimations établies à partir des États 1921 et des estimations issues des échantillons légers.

(53) Cf. Feenberg et Poterba (1993).

(54) Cf. Dolan (1989, p.202).

(55) Le fait que la “ grande compression ” des inégalités salariales françaises entre 1968 et 1983 n’ait conduit qu’à une diminution modérée de la part de P90-100 peut s’expliquer de plusieurs façons : tout d’abord, la diminution modérée de la part de P90-100 peut masquer une diminution plus importante de l’inégalité dans les parties inférieures de la distribution, par exemple telle qu’elle peut être mesurée par les ratios interdéciles P90/P10 ou P50/P10 ; ensuite, la compression des inégalités salariales françaises ne s’est finalement traduite que par une baisse d’environ 15% du ratio P90/P10 de la distribution des salaires, qui est passé d’environ 3,7 à la fin des années 1960 à environ 3,2 au début des années 1980 : la France n’a jamais connu ni les ratios extrêmement élevés de l’ordre de 4,5-5 observés aux Etats-Unis dans les années 1990, ni les ratios extrêmement faibles de l’ordre de 2-2,5 observés traditionnellement dans les pays scandinaves (cf. Piketty (1997a, p.12, tableau III ; p.19, tableau VII)).

(56) En utilisant les enquêtes “ Budget de Famille ” conduites par l’Insee en 1979, 1984-1985, 1989 et 1994-1995, Bourguignon et Martinez (1997) ont montré que la croissance des inégalités de revenu disponible, qui en pratique semble avoir été extrêmement limitée (voire insignifiante), aurait été beaucoup plus élevée si la montée du sous-emploi n’avait pas été compensée par les transferts sociaux, et notamment par les allocations chômage (qui, dans les déclarations de revenus, entrent dans la catégorie des “ traitements et salaires ”). La baisse continue de l’inégalité parmi les retraités a également contribué à ce que l’inégalité totale augmente très peu, malgré une augmentation sensible des inégalités de revenus parmi les ménages d’âge actif entre 1984-1985 et 1994-1995 (cf. Insee-Synthèses n°5, “ Revenus et patrimoines des ménages, édition 1996 ”, août 1996, p.37). La baisse de l’inégalité parmi les retraités a également contribué à la baisse globale des inégalités pendant les années 1970, mais aucune étude ne semble avoir tenté de quantifier l’importance relative de ce *trend* comparé au *trend* concernant les ménages d’âge actif.

(57) En fait, s’il existe d’excellents travaux sur l’évolution des inégalités salariales dans le long-terme (cf. par exemple Insee-Résultats n°457, “ Séries longues sur les salaires ”, 1996), il existe relativement peu d’études de long-terme sur les inégalités de revenus. Le n°1 de Insee-Synthèses (“ Revenus et patrimoines des ménages, édition 1995 ”, juin 1995) indique que le rapport interdécile P90/P10 en revenu disponible par unité de consommation (après imputation des prestations sociales non imposables et des impôts) est passé de 4,04 dans l’enquête “ Revenus fiscaux ” de 1975 à 3,65 dans l’enquête de 1979, 3,67 dans l’enquête de 1984 et 3,42 dans l’enquête de 1990 (cf. pp.31-52) ; aucune diminution significative n’est observable si l’on omet le passage en UC (cf. Synthèses n°1, annexe 6). Le n°5 de Insee-Synthèses (“ Revenus et patrimoines des ménages, édition 1996 ”, août 1996) indique que le rapport interdécile P90/P10 en revenu déclaré par UC est passé de 4,20 dans l’enquête “ Budget de Famille ” de 1979 à 3,81 dans l’enquête de 1984-1985, 3,89 dans l’enquête de 1989 et 4,01 dans l’enquête de 1994-1995 ; en calant les revenus du capital déclarés par les ménages sur les revenus du capital de la Comptabilité Nationale, le ratio P90/P10 passe de 4,07 en 1984-1985 à 4,19 en 1989 et 4,48 en 1994-1995 (l’Insee précise toutefois que la méthodologie des enquêtes a trop

changé entre 1979 et 1984-1985 pour que ces deux enquêtes soient véritablement comparables, et que la légère augmentation de l’inégalité observée depuis l’enquête de 1984-1985 “ avoisine les précisions de la mesure ”, car certains indicateurs de l’inégalité donnent une évolution allant dans la direction opposée).

(58) En outre, les données utilisées dans cette étude ne sont pas adaptées à l’étude de l’ensemble de la distribution des revenus : les revenus faibles disposent notamment de prestations sociales non-imposables et qui ne figurent donc pas dans les statistiques fiscales, et surtout les États 1921 ne conservent la trace des revenus déclarés par les foyers non-imposables que depuis 1985.

(59) Cela est évidemment moins visible sur le graphique 1 que si l’on examine les séries détaillées données dans Piketty (1998c, tableaux 3-3 à 3-5, pp.34-39) ; cf. cependant graphique 2 *infra*.

(60) Cf. les tableaux données dans Piketty (1998c, annexe F).

(61) Si seuls les revenus de capitaux mobiliers avaient baissé entre 1981 et 1983, et si tous les autres revenus catégoriels de P99,5-100 avaient conservé leur niveau de 1983, alors la baisse de x% de la part de P99,5-100 compatible avec une baisse de 14,4% à 11,9% de la part des RCM est donnée par : $0,119 = (0,144-x)/(1-x)$, soit $x = 0,028$, ou 2,8%. En outre, cette estimation haute ne vaut que pour P99,5-100/P90-95 : compte tenu du fait que la part des RCM a baissé de près de 1,5 points pour P99-99,5 (de 4,9% en 1981 à 3,5% en 1983), la baisse des RCM peut expliquer au maximum une baisse de l’ordre de 1,5% du ratio P99,5-100/P99-99,5.

(62) Cette critique n’est cependant pas très convaincante : les hauts revenus ont en effet commencé à baisser dès 1979, ce qui explique pourquoi les élasticités sont légèrement plus élevés si l’on prend 1980 (ou même 1979) comme année de base, mais ce qui suggère surtout que cette baisse des hauts revenus s’explique (au moins partiellement) par des facteurs qui n’ont rien à voir avec les hausses de taux marginaux de 1981-1982. Les autres critiques adressées par Lafay à nos estimations sont encore moins convaincantes : il constate que les élasticités seraient plus élevées si l’on comparait P99,5-100 à P98-99 au lieu de le comparer à P99-99,5 (cf. Lafay (1999, p.85)), ce qui est une conséquence triviale du biais introduit par la pro-cyclicité des hauts revenus (plus le groupe de contrôle est éloigné du groupe test, plus le biais est important, et plus les élasticités estimées sont élevées) ; surtout, Lafay ne mentionne même pas les estimations en “ triple-différence ”, qui sont pourtant les plus fiables. Nous espérons que la nouvelle présentation de nos résultats et la formulation explicite des différents estimateurs permet de clarifier ces points.

(63) $(3,93/2,02)/(4,17/2,03)=0,9466$, aux erreurs d’arrondis près.

(64) $[(100-65)-(100-60)]/(100-60)=-0,125$. En toute rigueur, le seuil de la tranche à 65% correspondait approximativement au seuil P99,7 de la distribution des foyers fiscaux ayant 1 part de QF, et il faudrait donc comparer P99,7-100 à P99-99,7 ou P99-99,5 ; mais les résultats seraient essentiellement inchangés (cf. Piketty (1998c, pp.51-53)), et afin d’effectuer les mêmes comparaisons pour tous les groupes de QF, nous avons comparé P99,5-100 et P99-99,5. Tous les taux marginaux moyens par centiles utilisés dans les estimations ont été

calculés à partir de nos estimations des seuils P99, P99,1, P99,9 effectués à partir des États 1921.

(65) Pour l'épisode 1980-1985 et les QF=2A, la baisse du taux de rétention des contribuables de P99,5-100 relativement à ceux de P99-99,5 est également de 12,5% (cf. Piketty (1998c, tableau 4-8, p.69)), d'où $(-0,90)/(-12,5)=0,07$, $(-4,28)/(-12,5)=0,34$, etc. Pour l'épisode 1985-1995 et les QF=1, la hausse du taux de rétention des contribuables de P99,5-100 relativement à ceux de P99-99,5 est de 20,8% (cf. Piketty (1998c, tableau 4-4, p.53), d'où $1,84/20,8=0,09$, $4,19/20,8=0,20$, etc. Pour l'épisode 1985-1995 et les QF=2A, la hausse du taux de rétention des contribuables de P99,5-100 relativement à ceux de P99-99,5 est de 21,2% (cf. Piketty (1998c, tableau 4-4, p.53)) d'où $2,71/21,2=0,13$, $7,26/21,2=0,34$, etc.

(66) Le taux marginal moyen applicable à P99-99,5 est passé de 46% à 58% (soit une baisse de 22,2% du taux de rétention), et le taux marginal moyen applicable à P99,5-100 est passé de 58% à 65% (soit une baisse de 16,7% du taux de rétention) (cf. Piketty (1998c, tableau 4-5, p.62)).

(67) Pour les QF=2B, la hausse du taux de rétention des contribuables de P99,5-100 relativement à ceux de P99-99,5 est de 0,7% (cf. Piketty (1998c, tableau 4-6, p.63)), la différence entre les QF=1 et les QF=2B est donc de 13,2%, et les élasticités valent $(-0,38)/(-13,2)=0,03$, $(-0,16)/(-13,2)=0,01$, etc. Pour les QF=2A, le taux de rétention de P99,5-100 a baissé de 12,5% relativement à celui de P99-99,5 ; pour les QF=2,5, concernés par le plafonnement du quotient familial, le taux de rétention de P99,5-100 a augmenté de 1,7% relativement à celui de P99-99,5 (cf. Piketty (1998c, tableau 4-9, p.70)), soit une différence de 14,2%, et des élasticités $e=0,16/(-14,2)=-0,01$, $0,71/(-14,2)=-0,05$, etc. ; pour les QF=2B, le taux de rétention de P99,5-100 a augmenté de 15,9% relativement à celui de P99-99,5 (cf. Piketty (1998c, tableau 4-10, p.71)), soit une différence de -28,4% avec les QF=2A, et des élasticités $e=1,47/(-28,4)=-0,05$, $1,00/(-28,4)=-0,04$, etc.

(68) La différence inter-fractile utilisée pour les estimations en "triple-différence" du tableau 8 a été obtenue en comparant les fractiles P99,5-100 et P98-99. Les calculs conduisant aux estimations du tableau 8 sont les suivants : pour les QF=1, le taux marginal moyen est passé de 63% à 56,8% pour P99-99,5 et de 45% à 43,2% pour P98-99 (cf. Piketty (1998c, tableau 4-7, p.66)), soit une hausse de 13,1% du taux relatif de rétention $((43,2/56,8)/(37/55)=1,131)$; pour les QF=1,5, le taux marginal moyen est passé de 65% à 56,8% pour P99-99,5 et de 50% à 49% pour P98-99 (cf. Piketty (1998c, tableau 4-7, p.66)), soit une hausse de 21,1% du taux relatif de rétention $((43,2/51)/(35/50)=1,211)$; pour les QF=2B, le taux marginal moyen est passé de 65% à 56,8% pour P99-99,5 et de 40% à 51% pour P98-99 (cf. Piketty (1998c, tableau 4-7, p.66)), soit une hausse de 51,1% du taux relatif de rétention $((43,2/49)/(35/60)=1,511)$; la différence de taux d'évolution des taux relatifs de rétention entre les QF=1 et les QF=2B est donc de -38% $(13,1-51,1)$, d'où les élasticités $e=1,54/(-38)=-0,04$, $(-1,55)/(-38)=0,04$, etc. ; la différence entre les QF=1,5 et les QF=2B est de -30% $(21,1-51,1)$, d'où les élasticités $e=1,39/(-30)=-0,05$, $(-1,44)/(-30)=0,05$, etc.

(69) La différence inter-fractile utilisée pour les estimations en "triple-différence" du tableau 9 a été obtenue en comparant les fractiles P99,5-100 et P99-99,5. Les calculs conduisant aux estimations du tableau 9 sont les suivants :

le taux relatif de rétention entre P99,5-100 et P99-99,5 a progressé de 21,2% pour les QF=2A, 19,6% pour les QF=2,5 et seulement 5,7% pour les QF=3 (cf. Piketty (1998c, tableaux 4-8 à 4-10, pp.69-71)) ; la différence de taux d'évolution des taux relatifs de rétention entre les QF=2A et les QF=3 est donc de 15,5% $(21,2-5,7)$, d'où les élasticités $e=(-0,67)/15,5=-0,04$, $(-1,38)/15,5=-0,09$, etc. ; la différence entre les QF=2,5 et les QF=3 est de 13,9% $(19,6-5,7)$, d'où les élasticités $e=(-1,79)/13,9=-0,13$, $(-1,40)/13,9=-0,10$, etc.

(70) Sur la très grande stabilité de la part de P90-95, cf. Piketty (1998c, tableaux 3-3 à 3-5).

(71) Cf. par exemple Hammermesh (1993) pour un survey des études internationales sur l'élasticité de la demande de travail, qui montre clairement que l'élasticité de la demande de travail peu qualifié est toujours sensiblement plus élevée que l'élasticité de la demande de travail qualifié. Cf. également Piketty (1998b), où nous montrons que le déficit français en emplois vis-à-vis des États-Unis s'est creusée principalement dans les secteurs intensifs en travail peu qualifié (comme le commerce de détail et l'hôtellerie-restauration), c'est-à-dire dans les secteurs où le différentiel de coût du travail est le plus important.

(72) Plus précisément, les centiles de la distribution du revenu imposable des couples mariés (QF=2A, 2,5 et 3) sont légèrement décalés vers le haut par rapport aux centiles de la distribution du revenu imposable des célibataires (QF=1, 1,5 et 2B). Mais puisque toutes nos estimations en triple-différence sont effectuées en comparant les foyers de célibataires entre eux, ou bien les foyers de couples mariés entre eux (nous ne comparons jamais les centiles de célibataires et de couples mariés), l'égalité approximative entre centile et niveau de revenu est vérifiée.

(73) On pourrait cependant imaginer que, pour un même niveau de revenu, les contribuables ayant plus d'enfants à charge sont plus avancés dans leur cycle de vie et ont donc une composition différente de leurs revenus, si bien qu'ils pourraient être affectés de façon légèrement différente par la conjoncture macroéconomique. Les données des États 1921 ne prenant en compte l'âge des contribuables que depuis les revenus de 1995, et ne donnant la composition des revenus que pour tous les groupes de quotient familial confondus, il est difficile d'aller plus loin dans cette direction. Le fait que la pro-cyclicité des hauts revenus ne dépendent de leur composition que pour une part limitée (cf. partie 3.1 *supra*) suggère que ces effets différentiels de composition en fonction du QF ne doivent pas être très importants, surtout quand on se limite à comparer les foyers de célibataires entre eux et les foyers de couples mariés entre eux.

(74) Il suffirait en fait de supposer que $\Delta_{it}(C_{it}) = \Delta_{it}(C_{jt})$ (les deux étant éventuellement différents de 0), i.e. que le changement de conjoncture entre t et t' affecte exactement de la même façon les centiles i et

(75) À titre de comparaison, ces coefficients a (estimés au niveau de P99,5) sont passés aux États-Unis de 2,3-2,4 à la fin des années 1970 à environ 1,6 à la fin des années 1980, ce qui correspond à un coefficient b de l'ordre de 2,7 (cf. Feenberg et Poterba (1993, tableau A-1, p.173)).

Bibliographie

- Abowd J., Kramarz F. et Margolis D. (1999).** " Minimum Wage and Employment in France and the United States ", *mimeo*, Insee-Crest.
- Atkinson A. et Micklewright J. (1992).** *Economic Transformation in Eastern Europe and the Distribution of Income*, Cambridge University Press.
- Blundell R. (1995).** " The Impact of Taxation on Labor Force Participation and Labor Supply ", in *Taxation, Employment and Unemployment* (chapter 3), OECD.
- Blundell R., Duncan A. et Meghir C. (1998).** " Estimating Labor Supply Responses Using Tax Reforms ", *Econometrica*, n° 66, pp.827-861.
- Bourguignon F. et Chiappori P.A. (1997).** " Fiscalité et redistribution. Plans pour une réforme ", *Notes de la Fondation Saint-Simon*, n°88.
- Bourguignon F. et Magnac T. (1985).** " Labor Supply and Taxation in France ", *Journal of Human Resources*, n° 25, pp. 358-389.
- Bourguignon F. et Martinez M. (1997).** "Decomposition of the Changes in the Distribution of Primary Family Incomes : a Microsimulation Approach Applied to France, 1979-1994 ", *mimeo*, Delta.
- Card D. et Krueger A. (1995).** *Myth and Measurement. The New Economics of the Minimum Wage*, Princeton University Press.
- David C. (1987).** *L'impôt sur le revenu des ménages*, Economica.
- Diamond P. (1997).** " Optimal Income Taxation : an Example with a U-shaped Pattern of Optimal Marginal Tax Rates ", *American Economic Review*, vol.35, n°2, pp.589-632.
- Eissa N. et Liebman J. (1996).** " Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit ", *Quarterly Journal of Economics*, vol.111, pp.605-637.
- Feenberg D. et Poterba J. (1993).** " Income Inequality and the Incomes of Very High-Income Taxpayers : Evidence from Tax Returns ", *Tax Policy and the Economy*, vol.7, pp.145-177.
- Feldstein M. (1995).** " The Effect of Marginal Tax Rates on Taxable Income : A Panel Study of the 1986 Tax Reform Act ", *Journal of Political Economy*, vol.103, pp. 551-572.
- Fleurbaey M., Ould Biya S.M., Ralle P. et Rousse H. (1987).** " Quelques réflexions à propos d'une estimation de la courbe de Laffer en France ", *Revue d'Économie Politique*, vol. 97, n°2, pp. 226-230.
- Fourçans A. (1985).** " Taux de prélèvements obligatoires, recettes de l'État et production : une étude empirique du cas français ", *Revue d'Économie Politique*, vol. 95, n°1, pp.51-65.
- Gordon R. et Slemrod J. (1998).** " Are " Real " Responses to Taxes Simply Income Shifting Between Corporate and Personal Tax Bases ? ", in *Does Atlas Shrug ? The Economic Consequences of Taxing the Rich*, édité par J. Slemrod, Cambridge University Press.
- Goolsbee A. (1997).** " What Happens When You Tax the Rich ? Evidence from Executive Compensation ", *NBER Working Paper*, n°6333.
- Hammermesh D. (1993).** *Labor Demand*, Princeton University Press.
- Jäntti M. (1994).** " A More Efficient Estimate of the Effect of Macroeconomic Activity on the Distribution of Income ", *The Review of Economics and Statistics*, LXXXVI(2), pp.372-378.
- Kramarz F. et Philippon T. (1999).** " The Impact of Differential Payroll Tax Subsidies on Minimum Wage Employment ", *mimeo*, Insee-Crest.
- Kuznets S. (1953).** *Shares of Upper Income Groups in Income and Savings*, NBER.
- Lacoude P. (1995).** " Etude empirique de l'effet Laffer en France au cours des années 1980 ", *Revue Française d'Économie*, vol.105, n°3, pp. 101-156.
- Lafay J.D. (1999).** " Les Français taillables à merci ? ", *Sociétal*, n°24, pp. 81-86.
- Loquet R., Rafaliarison J. et Trannoy A. (1993).** " L'évolution du caractère égalitaire du prélèvement fiscal-social sous la cinquième République : un complément ", *Économie et Prévision*, vol.110-111, pp. 81-104.
- Lindsay L. (1987).** " Individual Tax Payer Response to Tax Cuts : 1982-1984 (With Implications for the Revenue Maximizing Tax Rate) ", *Journal of Public Economics*, vol. 33, pp.173-206.
- Maillard D. (1989).** " L'appréciation de la progressivité d'un impôt : une méthode et des illustrations ", *Économie et Prévision*, vol. 90, pp.117-124.
- Navratil J. (1995).** " The Economic Recovery Tax Act of 1981 : Evidence on Individual Taxpayer Behavior from Panel Tax Return Data ", *PhD Dissertation chapter*, Harvard.
- Nizet J.-Y. (1991).** *Fiscalité, économie et politique : l'impôt en France, 1945-1990*, LGDJ.
- Nolan B. (1987a).** *Income Distribution and the Macroeconomy*, Cambridge University Press.
- Nolan B. (1987b).** " Cyclical Fluctuations in Factor Shares and the Size Distribution of Income ", *The Review of Income and Wealth*, vol.33, n°2, pp. 193-210.
- Nolan B. (1989).** " Macroeconomic Conditions and the Size Distribution of Income ", *Journal of Post-Keynesian Economics* XI(2), pp.197-221.
- Piketty T. (1997a).** *L'économie des inégalités*, La Découverte, collection " Repères ".
- Piketty T. (1997b).** " La redistribution fiscale face au chômage ", *Revue Française d'Économie* XII(1), pp. 157-201.
- Piketty T. (1998a).** " L'impact des incitations financières au travail sur les comportements individuels : une estimation pour le cas français ", *Économie et Prévision*, n°132-133, pp.1-35.

Piketty T. (1998b). “ L’emploi dans les services en France et aux Etats-Unis : une analyse structurelle sur longue période ”, *Economie et Statistique* n°318, pp.73-99 (version remaniée de “ Les créations d’emploi en France et aux Etats-Unis : “ services de proximité ” contre “ petits boulots ” ?, *Notes de la Fondation Saint-Simon* n°93).

Piketty T. (1998c). “ Les hauts revenus face aux modifications des taux marginaux supérieurs de l’impôt sur le revenu en France ”, *Document de travail du Cepremap*, n°98-12.

Quandt R. (1966). “ Old and New Methods of Estimation and the Pareto Distribution ”, *Metrika*, n°10, pp.55-82.

Saez E. (1998a). “ Responses to Federal Income Tax Changes in the Inter-war Period ”, *PhD Dissertation chapter*, MIT.

Saez E. (1998b). “ Using Elasticities to Derive Optimal Income Tax Rates ”, *PhD Dissertation chapter*, MIT.

Slemrod J. (1995). “ Income Creation or Income Shifting ? Behavioral Responses to the Tax Reform Act of 1986 ”, *American Economic Review*, n°85, vol.2, pp.175-180.

Slemrod J. (1996). “ High Income Families and the Tax Changes of the 1980s : The Anatomy of Behavioral Response ”, in *Empirical Foundations of Household Taxation*, University of Chicago Press.

Théret B. et Uri D. (1987). “ Pression fiscale limite, prélèvements obligatoires et production marchande : à propos de récentes estimations économétriques d’une courbe de Laffer pour la France ”, *Economie Appliquée*, XL(1), pp.115-159.

Trannoy A., Jehanne R., Lebreton M. et Moyes P. (1991). “ L’évolution du caractère égalitaire du couple impôt sur le revenu-cotisations sociales sous les cinquième République ”, *Économie et Prévision*, n°98, pp. 1-19.

Annexe 1 : la méthode d’estimation utilisée

Cette annexe donne les formules mathématiques correspondants aux estimateurs en “simple-différence”, en “double-différence” et en “triple-différence” décrits dans la deuxième partie de cet article, et appliqués dans la quatrième partie de cet article. Le modèle que nous estimons peut se décrire de la façon suivante. Les revenus des différents fractiles sont données par l’équation (0) :

$$(0) \log y_{iqt} = e \log (- t'_{iqt} + C_{it} + b_{qi} + d_{qt}$$

Avec : y_{iqt} = part du fractile i dans le revenu imposable total de la distribution du revenu imposable des foyers fiscaux ayant q parts de quotient familial durant l’année t

e = élasticité du revenu imposable

t'_{iqt} = taux marginal d’imposition applicable durant l’année t au fractile i de la distribution du revenu imposable ayant q parts de quotient familial

C_{it} = effet de la conjoncture macroéconomique sur les revenus du fractile i

b_{qi} = effet fixe spécifique au fractile i de la distribution des foyers fiscaux ayant q parts de quotient familial

d_{qt} = éventuel effet temporel spécifique à la distribution des foyers fiscaux ayant q parts de quotient familial.

L’hypothèse identificatrice centrale formulée par l’équation (0) est donc que la conjoncture macroéconomique a le même effet sur tous les groupes de quotient familial. Il s’agit là d’une hypothèse indispensable pour espérer pouvoir identifier l’élasticité e : si l’on supposait que l’effet C de la conjoncture dépend également du groupe de quotient familial, alors on se retrouverait avec un terme C_{iqt} dépendant en même temps des 3 paramètres observables du modèle (le fractile, le quotient familial, et le temps), et le modèle serait indéterminé, à moins d’imposer des restrictions sur la forme structurelle de C_{iqt} , ou de supposer que l’on sait identifier deux années t et t' pour lesquelles l’effet de la conjoncture est rigoureusement le même ($\forall i, q, C_{iqt} = C_{iqt'}$), ce qui est extrêmement difficile. Cette hypothèse identificatrice peut se justifier dans la mesure où le même fractile (par exemple, P99-99,5 ou P99,5-100) de la distribution de différents groupes de quotient familial correspond approximativement au même niveau de revenu (quel que soit le groupe de quotient familial)⁽⁷²⁾, et où il semble raisonnable de supposer que l’effet de conjoncture macroéconomique dépend seulement du niveau de revenu et non pas du nombre de parts de quotient familial en tant que tel. Par ailleurs, il n’est pas évident *a priori* que le fait de ne pas disposer de panel, et donc de devoir estimer des élasticités du revenu imposable déclarés dans chaque fractile, et non pas des élasticités des transitions individuelles entre les différents fractiles, ce qui serait plus satisfaisant d’un point de vue microéconomique, introduise un quelconque biais dans un sens ou dans un autre. En particulier, en estimant des élasticités du revenu imposable déclarés à chaque fractile, on prend bien en compte les effets

des taux marginaux d'imposition à la fois sur les incitations à sortir du fractile i et sur les incitations à y rentrer, puisque les taux marginaux associés à chaque transition varient de la même façon que les taux marginaux à l'intérieur de chaque fractile. Notons enfin que le modèle est formulé en termes de parts de revenu dans le revenu total de chaque groupe, et non en termes de niveaux de revenus absolus, ce qui est évidemment une condition indispensable pour prendre en compte les éventuels chocs temporels sur les niveaux des revenus, qui peuvent être spécifiques à chaque groupe de quotient familial. Le terme d_{qt} de l'équation (0) ne doit donc pas être interprété comme un effet temporel affectant tous les revenus d'un groupe de QF donné de façon identique (puisque un tel effet est déjà pris en compte par la formulation en termes de part du revenu total de chaque groupe de QF), mais plutôt comme un éventuel effet temporel affectant tous les hauts revenus d'un groupe de QF donné de la même façon.

Les estimateurs en simple-différence, double-différence et triple-différence peuvent être définis de la façon suivante à partir de l'équation (0). De façon générale, notons $\Delta_{it'}(X_{iq't})$ la différence temporelle $X_{iq't} - X_{iq't'}$ (où t et t' représentent deux années distinctes, par exemple $t=1980$ et $t'=1985$), $\Delta_{ij}(X_{iq't})$ la différence inter-fractile $X_{iq't} - X_{jq't}$ (où i et j représentent deux fractiles distincts, par exemple $i=P99,5-100$ et $j=P99-99,5$), et $\Delta_{qq'}(X_{iq't})$ la différence inter-QF $X_{iq't} - X_{iq't'}$ (où q et q' représentent deux nombres de parts de quotient familial distincts, par exemple $q=1$ et $q'=1,5$).

Supposons que l'on puisse identifier deux années t et t' pour lesquelles tous les effets temporels sont rigoureusement les mêmes, *i.e.* telles que $\forall i, C_{it} = C_{it'}$, et $\forall q, d_{qt} = d_{qt'}$. Dans ce cas, on peut se contenter pour estimer l'élasticité e d'un estimateur en simple-différence. En appliquant l'équation (0), on trouve en effet, par différences temporelles :

$$\Delta_{it'}(\log y_{iq't}) = e \Delta_{it'}(\log(1 - t'_{iq't})) + \Delta_{it'}(C_{it}) + \Delta_{it'}(d_{qt})$$

Puisque $\Delta_{it'}(C_{it}) = \Delta_{it'}(d_{qt}) = 0$ (par hypothèse)⁽⁷⁴⁾, l'estimateur en simple-différence est donné par l'équation (1) :

$$(1) e = \Delta_{it'}(\log y_{iq't}) / \Delta_{it'}(\log(1 - t'_{iq't}))$$

Cet estimateur est un estimateur en " simple-différence ", car il est fondé sur une seule différence temporelle. Par exemple, si le taux de rétention du fractile P99,5-100 des QF=1 baisse de 10% en 1981, que la part du centile P99,5-100 dans la distribution du revenu imposable des QF=1 baisse de 5% entre 1980 et 1985, et que l'on est persuadé que 1980 et 1985 sont des années parfaitement identiques du point de vue des effets de la conjoncture macroéconomique sur la répartition des revenus, alors on estime $e=5/10=0,5$. Mais une telle estimation serait très fragile : il faudrait au minimum vérifier que la baisse de la part de P99,5-100 n'est pas due à une baisse générale de tous les QF=1 ayant de hauts revenus. Supposons donc que l'on

puisse seulement identifier deux années t et t' pour lesquelles les effets macroéconomiques sont rigoureusement les mêmes ($\forall i, C_{it} = C_{it'}$), mais pour lesquelles les effets temporels spécifiques à chaque QF sont éventuellement différents (d_{qt} peut être différent de $d_{qt'}$). Dans ce cas, il faut utiliser un estimateur en double-différence. En appliquant l'équation (0), on a, par différences temporelles :

$$\begin{aligned} \Delta_{it'}(\log y_{iq't}) &= e \Delta_{it'}(\log(1 - t'_{iq't})) \\ &+ \Delta_{it'}(C_{it}) + \Delta_{it'}(d_{qt}) \\ \Delta_{it'}(\log y_{jq't}) &= e \Delta_{it'}(\log(1 - t'_{jq't})) \\ &+ \Delta_{it'}(C_{jt}) + \Delta_{it'}(d_{qt'}) \end{aligned}$$

D'où, puisque $\Delta_{it'}(C_{it}) = \Delta_{it'}(C_{jt}) = 0$ (par hypothèse), par différences inter-fractiles :

$$(2) e = \Delta_{ij}(\Delta_{it'}(\log y_{iq't}) - \Delta_{it'}(\log y_{jq't})) / \Delta_{ij}(\Delta_{it'}(\log(1 - t'_{iq't})) - \Delta_{it'}(\log(1 - t'_{jq't})))$$

Cet estimateur est un estimateur en " double-différence ", car il est fondé sur une double différence, temporelle et inter-fractiles. Par exemple, si l'on sait que le taux de rétention du centile P99-99,5 de la distribution des QF=1 n'a pas bougé, et que la part de P99-99,5 dans le revenu total des QF=1 a baissé de 3%, alors on estime $e=(5-3)/10=0,2$: on attribue les 2% de baisse supplémentaire enregistrés par P99,5-100 au fait que seuls les foyers de P99,5-100 ont vu leur taux de rétention baisser. La fiabilité de cet estimateur dépend donc entièrement de l'hypothèse selon laquelle les conjonctures macroéconomiques des années t et t' ont eu exactement le même effet sur les centiles P99-99,5 et P99,5-100. Si une telle hypothèse semble fragile, alors il faut passer à un estimateur en triple-différence. Par différences inter-QF, on obtient alors, sans faire aucune hypothèse sur C_{it} , l'équation (3) :

$$(3) e = \Delta_{qq'}[\Delta_{ij}(\Delta_{it'}(\log y_{iq't}) - \Delta_{it'}(\log y_{jq't}))] / \Delta_{qq'}[\Delta_{ij}(\Delta_{it'}(\log(1 - t'_{iq't})) - \Delta_{it'}(\log(1 - t'_{jq't})))]$$

Cet estimateur est un estimateur en " triple-différence ", dans le sens où il est fondé sur une triple différence temporelle, inter-fractiles et inter-QF. Par exemple, si l'on sait que les taux de rétention des fractiles P99-99,5 et P99,5-100 de la distribution du revenu imposable des QF=1,5 ont tous deux évolué dans les mêmes proportions entre 1980 et 1985 ($\Delta_{ij}[\Delta_{it'}(\log(1 - t'_{iq't}))] = 0$) pour $i=P99,5-100, j=P99-99,5, t=1980, t'=1985$, et $q'=1,5$), et que l'on observe que la part des hauts revenus des QF=1,5 ont cependant évolué entre 1980 et 1985 dans les mêmes proportions que celles des hauts revenus des QF=1 (-5% pour P99,5-100, et -3% pour P99-99,5), alors on serait conduit à estimer une élasticité $e=[(5-3)-(5-3)]/[10-0]=0$: puisque les hauts revenus des QF=1 et 1,5 ont évolué exactement de la même façon, malgré des variations différentes des taux marginaux, on conclurait sur la base de cet épisode à une élasticité nulle.

Annexe 2 : loi de Pareto, élasticités et taux marginaux limites

Tous ces estimateurs reposent également sur l'hypothèse que l'élasticité e est la même pour tous les fractiles, hypothèse qui semble raisonnable compte tenu du fait que toutes nos estimations sont estimées par différence à l'intérieur du centile supérieur (ou bien entre le centile supérieur et l'avant-dernier centile, comme pour les estimations données sur le tableau 8). Toutes les études américaines citées dans cet article, à commencer par celle de Feldstein (1995), font également cette hypothèse, sans même la discuter. Si l'on devait supposer que l'élasticité e_i dépend du fractile i , alors il serait raisonnable de faire l'hypothèse l'élasticité e_i croît avec le niveau du fractile i , puisque l'importance des revenus non-salariaux (plus aisément manipulables) croît avec le niveau du fractile (cf. tableaux 1 et 2). Supposons donc par exemple que $e_i > e_j$, avec $i = P99,5-100$ et $j = P99-99,5$. Quelles seraient les conséquences pour nos estimations ? Tout dépend de l'expérience naturelle exploitée. S'il s'agit d'une expérience naturelle où le taux de rétention du fractile supérieur i varie d'avantage (à la hausse ou à la baisse) que le taux de rétention du fractile inférieur j , ce qui est le cas de la plupart des expériences naturelles exploitées dans cet article, alors l'élasticité e_i du fractile supérieur estimée en supposant que $e_i = e_j$ serait sur-estimée par rapport à la véritable élasticité (et inversement s'il s'agit d'une expérience naturelle où le taux de rétention du fractile supérieur varie moins que celui du fractile inférieur). Ce résultat est très intuitif, et il peut se confirmer en calculant la formule pour l'estimateur en double-différence dans le cas où e_i et e_j peuvent prendre des valeurs différentes. On obtient l'équation suivante :

$$(2') e_i = \Delta_{ij} [\Delta_{it'}(\log y_{igt})] / \Delta_{ij} [\Delta_{it'}(\log(1 - t'_{igt}))] \\ + (e_i - e_j) \Delta_{it'}(\log(1 - t'_{jqt})) / \Delta_{ij} [\Delta_{it'}(\log(1 - t'_{igt}))]$$

On voit que si $e_i > e_j$ et si $\Delta_{it'}(\log(1 - t'_{jqt}))$ et $\Delta_{ij}[\Delta_{it'}(\log(1 - t'_{igt}))]$ sont du même signe (ce qui signifie que le taux de rétention du fractile j augmente, mais augmente moins que celui du fractile i , ou bien que le taux de rétention du fractile j baisse, mais baisse moins que celui du fractile i), alors l'élasticité e_i donnée par l'équation (2') est supérieure à l'élasticité donnée par l'équation (2). Le fait de supposer des élasticités constantes semble donc plutôt nous conduire à surestimer les véritables élasticités, et non pas à la sous-estimer. Quoi qu'il en soit, ces biais sont sans doute très faibles en pratique : par exemple, si le taux de rétention du fractile inférieur ne varie pas ($\Delta_{it'}(\log(1 - t'_{jqt})) = 0$), ce qui est le cas lorsque seul le fractile P99,5-100 est concerné par la hausse ou la baisse du taux marginal supérieur, alors le second terme de l'équation (2') s'annule et les équations (2) et (2') sont totalement équivalentes.

Cette annexe décrit les équations de base reliant la loi de Pareto et les élasticités du revenu imposable aux taux marginaux limites correspondants au sommet de la "courbe de Laffer", c'est-à-dire aux taux marginaux maximisant les recettes fiscales. Il va de soi que cet objectif de maximisation des recettes fiscales n'est pas le seul objectif social envisageable. Les "taux marginaux limites" sont cependant intéressants à étudier en tant que tels, car par définition aucun objectif social utilitariste ne peut conduire à justifier des taux supérieurs à ces taux limites. Plus précisément, ces taux limites correspondent aux taux socialement optimaux impliqués par une fonction rawlsienne de choix social, c'est-à-dire une fonction de choix social mettant un poids nul sur toutes les utilités supérieures à l'utilité la plus faible (ce qui conduit à maximiser les recettes fiscales permettant de financer des transferts en direction de ceux dont le revenu d'activité est nul), et les taux socialement optimaux impliqués par d'autres fonctions de choix social seraient d'autant plus inférieurs à ces taux rawlsiens qu'elles mettraient un poids positif élevé sur les utilités des groupes de revenu concernés (cf. Diamond (1997) et Saez (1998b) pour les formules donnant les taux optimaux dans le cas d'une fonction générale de choix social). En outre, il nous a semblé utile de donner ici les quelques équations permettant de retrouver ces taux marginaux limites, car l'idée fautive selon laquelle le taux marginal supérieur optimal devrait être nul est encore trop largement répandue. En réalité, ce résultat de "taux marginal supérieur nul", que Mirrlees avait obtenu dans son article de 1971 (et dont Mirrlees percevait parfaitement les limites), ne s'applique que dans des modèles où il existe une borne supérieure déterministe pour le revenu le plus élevé (auquel cas il ne sert évidemment à rien d'imposer des distorsions au-delà de ce niveau de revenu), et il disparaît immédiatement dès lors que l'on se place dans des modèles plus satisfaisants où la distribution des revenus n'admet pas de borne supérieure déterministe, comme l'ont montré plusieurs articles récents (cf. Diamond (1997), ainsi que Piketty (1997b) et Saez (1998b)), et comme le confirment les équations données plus bas.

Mathématiquement, la loi de Pareto est décrite par la fonction de répartition $F(y)$ suivante (par définition, $F(y)$ est égal à la fraction de la population de foyers fiscaux étudiée dont le revenu est inférieur à y) :

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

La densité $f(y)$ de la distribution a donc la forme $f(y) = ak^a/y^{(1+a)}$. Si la distribution du revenu imposable a cette forme, alors le revenu moyen $y^*(y)$ des foyers fiscaux dont le revenu est supérieur à y est donné par :

$$y^*(y) = \int y f(y) dy / \int f(y) dy =$$

$$\int y^a dy / \int y^{(1+a)} dy = ay / a -$$

Autrement dit, la propriété remarquable de la loi de Pareto est que le ratio $y^*(y)/y$ est égal à une constante $b=a/(a-1)$, indépendamment du niveau de revenu y . Pour estimer les paramètres a et b , il suffit donc de connaître un niveau de revenu y et le revenu moyen $y^*(y)$ des foyers dont le revenu est supérieur y . Il suffit alors de connaître le nombre de foyers fiscaux $N(y)$ dont le revenu est supérieur à y pour estimer le paramètre k . La connaissance des paramètres a et k permet alors d'estimer l'ensemble de la distribution des hauts revenus. Cette "loi", découverte par Pareto en 1896, permet une approximation extrêmement précise de toutes les distributions de revenu sur lesquelles elle a été testée, tout du moins pour les hauts revenus (au-dessous du décile supérieur, les distributions sont généralement mieux approximées par une loi log-normale). Dans le cas de la France, sur l'ensemble de la période 1970-1996, le revenu moyen des foyers dont le revenu est supérieur à un seuil de revenu donné est toujours de l'ordre de 1,7-1,8 fois le niveau de ce seuil, et ce quel que soit le seuil de revenu considéré (cf. Piketty (1998c, annexe D, pp.105-124)). Ces coefficients b de l'ordre de 1,7-1,8 correspondent à des coefficients $a = b / (b - 1)$ de la loi de Pareto de l'ordre de 2,3-2,4.

Dans le cas d'un impôt linéaire (caractérisé par un taux marginal unique t), le taux marginal limite t^* ne dépend pas du paramètre de la loi de Pareto, et est simplement donné par la formule classique $t^*=1/(1+e)$. On peut retrouver cette formule de la façon suivante : supposons que le taux marginal (unique) t passe de t à $t+dt$; le taux de rétention $1-t$ (qui est équivalent au taux de salaire net $(1-t)w$ dans le cas où l'on considère uniquement un revenu du travail classique $y=wl$) diminue de $dt/(1-t)\%$, et le revenu imposable de $edyt/(1-t)\%$; les recettes fiscales passent de R à $R+dR$, avec $dR=ydt - tyedt/(1-t)$; la maximisation des recettes fiscales est atteinte pour un taux t^* tel que $dR=0$, c'est-à-dire $t^*=1/(1+e)$. Par exemple, si $e=1$, $t^*=50\%$. Les valeurs de t^* correspondants à différentes valeurs de e sont donnés sur le tableau 10.

En pratique, les taux marginaux supérieurs ne sont cependant appliqués qu'à une fraction des revenus des contribuables les plus fortunés : pour une élasticité donnée du revenu imposable, le taux marginal supérieur maximisant les recettes fiscales est donc toujours inférieur lorsqu'il ne

s'applique qu'au delà d'un certain seuil que lorsqu'il s'applique à tous les revenus. On peut montrer que si la distribution des hauts revenus suit une loi de Pareto de coefficient $a > 1$, alors le taux marginal appliqué uniquement aux hauts revenus et maximisant les recettes fiscales (noté t^*) est donnée par la formule $t^*=1/(1+ae)$. Supposons en effet que le taux marginal supérieur t' , applicable à la fraction des revenus supérieure à y_0 , passe de t' à $t'+dt'$, soit une baisse de $dt'/(1-t')\%$ du taux marginal de rétention $1-t'$. Si l'élasticité est égale à e , alors tous les contribuables dont le revenu y est supérieur à y_0 , voient leur revenu baisser de $edyt'/(1-t')\%$; l'assiette de la tranche supérieure, c'est-à-dire $y - y_0$, baisse donc de $edydt' / [(1-t')(y - y_0)]\%$. Les recettes rapportées par la tranche supérieure passent de R à $R+dR$, avec $dR = dt'(y^*(y_0) - y_0) - t'(y^*(y_0) - y_0)ey^*(y_0)dt' / [(1-t')(y^*(y_0) - y_0)]$, où $y^*(y_0)$ est le revenu moyen des contribuables dont le revenu est supérieur à y_0 . Le taux t^* vérifie $dR=0$, soit $t^*=1/[1+ey^*(y_0)/(y^*(y_0)-y_0)]$. Si les revenus supérieurs à y_0 suivent une loi de Pareto de paramètre $a > 1$, alors $y^*(y_0)/(y^*(y_0)-y_0) = a$, d'où la formule $t^*=1/(1+ae)$. Notons que l'élasticité "empirique" e utilisée dans cette formule est en fait une moyenne pondérée de l'élasticité non-compensée e_{NC} et de l'élasticité compensée e_C : pour un contribuable dont le revenu est égal à $y > y_0$, on peut montrer que $e = e_{NC} (y - y_0)/y + e_C y_0/y$ (si $y = y_0$, alors la hausse de t' à $t'+dt'$ du taux marginal supérieur s'apparente à une baisse compensée du taux de rétention (aucun effet revenu) ; inversement, pour y très élevé, l'effet revenu $t'(y - y_0)$ tend vers $t'y$, si bien que la hausse de t' s'apparente à une baisse non-compensée du taux de rétention) ; en moyenne sur la tranche supérieure, on a donc $e = e_{NC} / a + e_C (a-1) / a$, si bien que la formule $t^*=1/(1+ae)$ est bien équivalente à la formule $t^*=1 / (1 + e_{NC} + (a-1) e_C)$ développée par Saez (1998b). Dans le cas de la France, le coefficient a vaut environ 2,3, et c'est ce coefficient de 2,3 que nous avons utilisé pour calculer les taux marginaux limites donnés sur le tableau 10. C'est également ce même coefficient de 2,3 qui explique pourquoi l'assiette de la tranche supérieure de l'IR représente actuellement environ 2,9% du revenu imposable total, et ce bien que le revenu imposable des contribuables concernés par la tranche supérieure représente environ 6,7% du revenu imposable total ($6,7/2,3=2,9$) : la fraction $(y-y_0)/y$ du revenu de ces contribuables qui est effectivement comprise dans la tranche supérieure (où y_0 est le seuil de la tranche supérieure) est en effet égale par définition à $1/a$.

Toutes les études empiriques estimant des élasticités avec une méthode du type " le taux de rétention de la tranche supérieure a varié de $x\%$, le revenu moyen de la tranche supérieure a varié de $y\%$, donc $e=y/x\%$ ", telles que celles de Lindsay (1987) et Feldstein (1995), estiment en fait cette élasticité pondérée, même s'ils omettent généralement de le signaler. En l'absence d'effet revenu, $e = e_{NC} = e_C$, et ces distinctions n'ont aucune importance. Mais en présence d'un effet revenu, les valeurs de t^* données dans le tableau 10 sont en réalité des sous-estimations du taux linéaire maximisant les recettes fiscales, car la formule $t^*=1/(1+e)$ exige en toute rigueur que e soit l'élasticité non-compensée e_{NC} , c'est-à-dire la somme de l'élasticité compensée e_C

Tableau 10 : élasticités et taux marginaux limites

Élasticité	Taux marginal limite linéaire t^*	Taux marginal limite non-linéaire t^*
0	100,0	100,0
0,1	90,9	81,3
0,2	83,3	68,5
0,3	76,9	59,2
0,4	71,4	52,1
0,5	66,7	46,5
0,6	62,5	42,0
0,7	58,8	38,3
0,8	55,6	35,2
0,9	52,6	32,6
1	50,0	30,3
1,5	40,0	22,5
2	33,3	17,9

Lecture : le taux marginal limite t^* correspondant à un impôt linéaire est donné par la formule $t^*=1/(1+e)$; le taux marginal limite t^* correspondant à un impôt non-linéaire est donné par la formule $t^*=1/(1+ae)$, où $a > 1$ est le coefficient de la loi de Pareto (nous avons retenu ici $a=2,3$).

(positive) et de l'élasticité revenu e_y (négative) (cf. Piketty (1997b, p.195, note 8)), alors que l'élasticité empirique e estimée dans cette étude est une moyenne pondérée de l'élasticité compensée et de l'élasticité non-compensée, et elle est donc toujours supérieure (ou égale, si l'élasticité revenu est nulle) à l'élasticité compensée.

Le tableau 10 montre également que les élasticité n'ont pas besoin d'être très élevées pour impliquer des taux marginaux limites relativement faibles : avec une élasticité $e=0,1$, le taux marginal limite t^* est supérieure à 80%, mais avec une élasticité $e=0,3$, le taux marginal limite t^* est à peine supérieur à 59%. Mais il ne faut accorder trop d'importance à ces niveaux absolus d'élasticité : tout dépend de la façon dont on définit les élasticité. Le fait est qu'avec les élasticité maximales de 0,2, et généralement inférieures à 0,1 (voire négatives), estimées dans cet article, les taux marginaux limites correspondants sont très sensiblement inférieurs aux niveaux actuels. Ces formules illustrent également pourquoi l'élasticité du revenu imposable est généralement définie en référence à une variation de 1% du taux marginal de rétention $1-t'$, et non pas en référence à une variation de 1% du taux marginal t' (cf. par exemple Feldstein (1995), qui utilise la même notion de " *elasticity of taxable income with respect to the net-of-tax marginal rate* " que nous utilisons ici). Outre que cette définition correspond à l'extension naturelle de la notion traditionnelle d'élasticité de l'offre de travail, qui en économétrie du travail est toujours définie en référence à une variation de 1% du taux de salaire net, l'avantage de cette formulation est qu'elle permet d'obtenir des solutions intérieures pour les taux marginaux limites. Si l'on définissait les élasticité en référence à une variation de 1% du taux marginal t' , alors on aurait toujours des solutions en coin : le taux marginal limite serait toujours égal à 100% si $e < 1$, et toujours égal à 0% si $e > 1$. En pratique, les élasticité définies de cette façon seraient généralement inférieures à 1 (en particulier dans cette étude), et on conclurait donc que le taux marginal limite est de 100%, ce qui n'a pas beaucoup de sens. Cela vient du fait que seule la formulation en termes de taux de rétention équivaut à supposer qu'une hausse donnée du taux marginal a des effets de plus en plus importants à mesure que le taux marginal s'approche de 100% (pour une élasticité donnée), ce qui semble être une hypothèse raisonnable. Mais il est bien évident que la valeur de tous ces calculs ne peut de toute façon qu'être très approximative : en estimant des élasticité localement, il est impossible de savoir quelles seraient les élasticité à des niveaux sensiblement plus élevées de taux marginaux.