

Ecole d'Economie de Paris - Master Analyse et politique économiques

Mémoire de master 2

# **Les hauts patrimoines fuient-ils l'ISF ?**

**Une estimation sur la période 1995-2006**

Gabriel ZUCMAN

Septembre 2008

Sous la direction de : M. Thomas PIKETTY

Rapporteur : M. François BOURGUIGNON

## Résumé

Ce mémoire cherche à évaluer l'ampleur des délocalisations fiscales des hauts patrimoines en France entre 1995 et 2006. Nous reconstituons la distribution des patrimoines imposables à l'impôt de solidarité sur la fortune (ISF) en 1995 à partir des données fiscales par tranches relatives à cet impôt. Des tests sur la pertinence de la forme fonctionnelle retenue pour cette reconstruction (i.e. la loi de Pareto) sont élaborés. Nous estimons ensuite l'évolution de la valeur des actifs patrimoniaux entrant dans l'assiette de l'ISF au cours de la période 1995-2006 à partir de la comptabilité nationale patrimoniale et de la composition du patrimoine des redevables à l'ISF. Ces évolutions permettent de simuler une distribution théorique des patrimoines taxables en 2006. Nous prenons en compte les modifications de l'assiette et des taux de l'ISF, ainsi que le phénomène d'évitement de l'impôt au niveau du seuil d'imposition pour calculer un nombre de redevables et un produit d'ISF théoriques sous l'hypothèse d'absence d'exil fiscal.

L'application de facteurs multiplicatifs issus de la comptabilité nationale permet de prédire remarquablement bien le nombre d'imposables et les recettes fiscales d'ISF en 2006, malgré l'évolution spectaculaire des marchés boursiers et immobiliers. Nos projections indiquent que le rendement de l'ISF aurait dû être multiplié par 3,6 entre 1995 et 2006, un chiffre très proche de la multiplication par 3,3 constatée. L'écart résiduel peut s'expliquer, outre par l'imprécision de nos estimations, par des délocalisations, des non-déclarations, et des sous-déclarations, sans qu'il soit exactement possible de trancher avec les données dont on dispose. Au total, les pertes de recettes d'ISF dues à ces trois phénomènes réunis n'excèdent pas 400 millions d'euros, soit 10 % du produit de cet impôt en 2006. Nous estimons que le nombre d'assujettis aurait théoriquement dû être multiplié par 3,2 entre 1995 et 2006, contre 2,6 en réalité, mais 68 % de la différence entre les effectifs simulés et les effectifs réels provient de contribuables manquants dans la première tranche. Ces résultats s'opposent à l'idée que l'exode fiscal serait un phénomène massif<sup>1</sup>.

**Mots-clé :** patrimoine, ISF, loi de Pareto, exil fiscal.

---

<sup>1</sup>Je tiens à remercier avant tout mon directeur de mémoire Thomas PIKETTY pour sa grande disponibilité et ses encouragements. Mes remerciements vont également à François BOURGUIGNON, à Eric MAURIN et aux participants du séminaire « Economie du travail et des politiques sociales ». Contact de l'auteur : zucman(at)ens.fr

# Table des matières

<b>Introduction</b>	<b>5</b>
<b>1 L'ISF en 1995</b>	<b>8</b>
1.1 Que sait-on des imposables à l'ISF en 1995 ?	8
1.1.1 Données par tranche d'imposition	8
1.1.2 Données par fractiles	10
1.2 Construction de la distribution complète	12
1.2.1 Principe de l'extrapolation	12
1.2.2 Prise en compte de l'évitement au niveau du seuil d'imposition	14
1.2.3 Extrapolations	16
1.3 La composition du patrimoine des imposables	19
1.3.1 Une assiette très diversifiée	19
1.3.2 Le poids croissant des valeurs mobilières	20
<b>2 Evolution du patrimoine des imposables entre 1995 et 2006</b>	<b>23</b>
2.1 La croissance du patrimoine immobilier	23
2.1.1 Hausse des prix	24
2.1.2 Calcul du coefficient multiplicateur	25
2.2 Les problèmes posés par l'évaluation de la croissance du patrimoine financier	26
2.2.1 Quelle part d'actifs risqués et non risqués ?	26
2.2.2 Une tentative de reconstruction du portefeuille d'actifs financiers	28
2.3 Trois scénarios d'évolution de la richesse financière	35
<b>3 Simulation de l'ISF en 2006</b>	<b>39</b>
3.1 Scénario central	39
3.1.1 Présentation des résultats	40
3.1.2 Des résultats sous-estimés ?	44
3.1.3 Des résultats sur-estimés ?	46
3.2 Deux scénarios limite	48
3.2.1 Borne supérieure	48
3.2.2 Borne inférieure	49
3.3 Comparaison avec les autres études	50
<b>4 Conclusion</b>	<b>54</b>

<b>A</b>	<b>Caractéristiques de l'ISF</b>	<b>56</b>
A.1	Assiette . . . . .	56
A.1.1	Un impôt déclaratif . . . . .	56
A.1.2	De nombreuses exonérations . . . . .	57
A.2	Taux . . . . .	60
A.3	Plafonnement . . . . .	62
<b>B</b>	<b>Données relatives à l'ISF</b>	<b>63</b>
<b>C</b>	<b>Estimer une loi de Pareto à partir de données agrégées</b>	<b>71</b>
C.1	La loi de Pareto . . . . .	72
C.2	Générer une loi de Pareto . . . . .	73
C.3	Estimation lorsque les effectifs sont connus . . . . .	74
C.3.1	Estimation de $a$ par régression . . . . .	74
C.3.2	Raisonnement sur la fonction de répartition . . . . .	76
C.4	Estimation lorsque effectifs et moyennes sont connus . . . . .	77
C.4.1	Raisonnement sur la courbe de Lorenz . . . . .	77
C.4.2	Raisonnement sur la densité . . . . .	78
C.4.3	Cas particulier : la loi de Van der Wijk . . . . .	79
<b>D</b>	<b>Application de la loi de Pareto à l'ISF</b>	<b>81</b>
D.1	Régression et correction des effectifs CAE . . . . .	82
D.2	Utilisation des masses . . . . .	87
D.3	Que choisir ? . . . . .	89
	<b>Bibliographie</b>	<b>92</b>

# Introduction

Dans un contexte de concurrence fiscale, l'Impôt de solidarité sur la fortune (ISF) est fréquemment accusé de faire fuir une partie des patrimoines les plus élevés hors du territoire national, et de contribuer ainsi à la délocalisation d'importantes bases fiscales. Après la décision prise par l'Espagne le 1er janvier 2008 de supprimer son impôt sur la fortune, la France est en effet le dernier pays de l'Union européenne à avoir un impôt de ce type. En outre, cette taxation vise une minorité de grandes fortunes, là où la Suisse par exemple impose à faible taux le patrimoine de la plupart des ménages.

Instauré en 1989 sur le même modèle que l'Impôt sur les grandes fortunes (IGF) de 1982, l'ISF est un prélèvement progressif, avec des taux marginaux d'imposition compris en 2008 entre 0,55 % (pour les patrimoines entre 770 000 € et 1 240 000 €) et 1,80 % (pour les patrimoines supérieurs à 16 020 000€). Un abattement de 20 % de la valeur de la résidence principale s'applique depuis 1996 ; il a été porté à 30 % en 2008. Les biens professionnels sont exonérés, tout comme les oeuvres d'art. L'ISF est plafonné : son montant additionné à celui de l'impôt sur le revenu, de la CSG-CRDS et des prélèvements sociaux ne peut excéder 85 % du revenu. Mais ce plafonnement a lui-même été plafonné en 1996, avant d'être doublé, à partir de 2006, par le bouclier fiscal. Depuis 2006, les titres faisant l'objet d'un engagement de conservation et ceux détenus par les salariés dans leur entreprise sont exonérés à 75 %<sup>2</sup>.

Entre 1995 et 2006, le nombre de redevables à l'ISF a augmenté de 161 % (passant de 174 571 à 456 856), tandis que le produit de l'impôt s'accroissait de 230 % (passant de 1,12 à 3,68 milliards d'euros). Cette croissance reflète l'augmentation spectaculaire de la valeur de marché des patrimoines, l'indice CAC40 augmentant de 150 % entre le 1er janvier 1995 et le 1er janvier 2006, et l'indice des prix immobiliers de 115 %. Mais n'aurait-elle pas été plus marquée s'il n'y avait pas eu de délocalisation fiscale entre 1995 et 2006 ?

Au-delà du contexte de réduction voire de suppression de l'imposition du patrimoine en Europe, plusieurs éléments dans la nature même de l'ISF rendent envisageable *a priori* cette possibilité. L'ISF est très concentré sur un petit nombre d'imposables : en 1995, 5 % des assujettis acquittaient la moitié de son produit. En outre, le patrimoine imposable des contribuables les plus fortunés est essentiellement constitué de valeurs mobilières, facilement délocalisables. Or, pour peu que leur patrimoine soit mal placé, l'ISF peut représenter une part importante des revenus des plus aisés. Son taux marginal d'imposition maximal est certes bien inférieur au taux sans risque auquel peut être placé

---

<sup>2</sup>Cette disposition élargit celle relative aux « pactes d'actionnaires » instaurée en 2003. Toutes les spécificités d'assiette, de taux et de recouvrement sont décrites et analysées dans l'annexe A.

le capital. Mais le nombre de redevables profitant du mécanisme du plafonnement (plus d'un tiers des imposables de la dernière tranche en 1995), et plus récemment du bouclier fiscal, semble indiquer que dans la pratique, les rendements du patrimoine d'un nombre important d'imposables sont faibles<sup>3</sup>. Par ailleurs, les foyers fiscaux les plus fortunés détiennent fréquemment des parts d'entreprises qu'ils dirigent ; or leur retraite ou leur désengagement se traduit *a priori* par une augmentation du patrimoine imposable, en raison de la perte de l'exonération pour biens professionnels ; la hausse de l'ISF qui en résulte s'ajoute à l'imposition des plus-values réalisées lors de la cession des parts<sup>4</sup>.

Ainsi, on peut faire l'hypothèse qu'il existait en 1995 un petit groupe de contribuables pour lesquels il pouvait sembler profitable – pour les diverses raisons exposées brièvement ci-dessus – de quitter le territoire national afin de fuir l'ISF. Le nombre de personnes qui ont effectivement franchi le pas reste cependant *in fine* une question empirique, à laquelle cherche à répondre ce mémoire.

Aucune évaluation académique n'a été menée à ce jour sur le nombre d'expatriés fiscaux. Cependant, il existe depuis 1999 au sein de la Direction générale des impôts (DGI) du Ministère de l'économie et des finances un observatoire chargé de suivre les délocalisations de personnes physiques, dont les chiffres sont de temps à autres repris dans des rapports officiels<sup>5</sup>. Ils indiquent qu'entre 350 et 400 foyers imposables à l'ISF auraient quitté chaque année entre 1997 et 2003 le territoire national, un chiffre qui aurait brutalement augmenté à partir de 2004 (568 départs), malgré les réductions d'assiette votées en 2003, pour atteindre 843 selon une estimation provisoire en 2006, malgré l'entrée en vigueur cette année-là du bouclier fiscal à 60 %.

Les chiffres produits par l'observatoire souffrent de plusieurs limites. Ils ne mesurent pas les délocalisations des redevables qui ne payaient pas l'impôt bien que devant l'acquitter. Ils ne peuvent plus prendre en compte les délocalisations de personnes s'expatriant juste avant de devenir imposables<sup>6</sup>. Les entrées d'étrangers en France ne sont pas comptabilisées. Enfin, les retours d'anciens expatriés sont semble-t-il comptés depuis 2001<sup>7</sup>, mais jamais repris dans les rapports parlementaires, qui indiquent donc des flux de départ « bruts ». En arguant de certaines de ces limites, un récent rapport<sup>8</sup> soutient qu'environ 130 milliards d'euros de patrimoine seraient sortis du pays entre 1997 et 2006, un chiffre

---

<sup>3</sup>L'autre explication à ce constat est que les contribuables les plus fortunés parviennent à optimiser suffisamment leurs revenus imposables (en plaçant leurs portefeuilles boursiers dans des titres qui ne versent pas ou peu de dividendes mais sur lesquels ils accumulent des plus-values, en optimisant leurs déficits imputables, etc.) pour profiter mécaniquement du plafonnement/bouclier.

<sup>4</sup>Des parades avaient cependant été trouvées avant même l'instauration des « pactes d'actionnaires », comme l'exercice de fonctions de direction fictives (président du conseil de surveillance par exemple), ou la démembrement des titres (don de la nue-propriété).

<sup>5</sup>Cf. [Marini, 2004], [Conseil des impôts, 2004], [Dassault, 2006], [Marini, 2007b], [Marini, 2008].

<sup>6</sup>Cet aspect a pu être mesuré à partir de l'obligation faite en 1999 aux contribuables s'expatriant de déclarer leurs plus-values latentes (art. 167 bis du CGI, connu sous le nom d'« exit tax ») ; mais cette disposition a été supprimée à la suite d'un arrêt de la CJCE en 2004. Lorsque ce type de départs a pu être appréhendé par l'observatoire, l'ordre de grandeur des délocalisations n'en était pas modifié.

<sup>7</sup>Cf. [Conseil des impôts, 2004] p. 155, en contradiction avec ce qui est soutenu dans [Marini, 2008].

<sup>8</sup>« Supprimer l'ISF pour faire payer les riches... en France! », *briefing paper* de l'Institut Montaigne, novembre 2007.

7 fois plus élevé que celui avancé par l’observatoire. De nombreux témoignages et des exemples médiatisés contribuent à alimenter l’idée que l’exil fiscal serait un phénomène massif.

Nous proposons de mesurer les délocalisations fiscales, non pas à partir d’une recension individuelle des départs, mais en mettant en relation l’évolution du nombre de contribuables et du produit de l’ISF avec celle des prix des actifs patrimoniaux (mobiliers et immobiliers) entre 1995 et 2006. Le coeur de notre démarche consiste en une micro-simulation de l’évolution du patrimoine taxable net de chacun des foyers fiscaux qui disposaient d’un patrimoine supérieur à 300 000 euros en 1995. Cette simulation permet d’évaluer, en 2006, un effectif d’imposables et un produit d’ISF théoriques sous l’hypothèse d’absence d’exil fiscal. Les données sur lesquelles nous nous appuyons sont des données par tranche d’imposition et par fractiles produites par l’administration fiscale et communiquées dans différents rapports publics. Ces données par tranche, semblables à celles produites annuellement pour l’impôt sur le revenu, sont extrapolées par une loi de Pareto, selon une technique similaire à celle qu’a utilisé entre autres Thomas Piketty pour étudier l’évolution des hauts revenus en France au XXe siècle [Piketty, 2001b].

Dans une première partie sont exposés les principaux renseignements sur l’ISF disponibles pour l’année 1995, ainsi que les résultats des extrapolations des données par tranche – ces extrapolations reconstituent les données individuelles, qui sont utilisées comme base pour les simulations<sup>9</sup>. La deuxième partie de ce mémoire retrace l’évolution de la valeur des actifs patrimoniaux, et met en relation ces évolutions avec la structure des portefeuilles d’actifs détenus par les imposables à l’ISF. Nous en déduisons l’évolution théorique, entre 1995 et 2006, de la valeur des patrimoines détenus pour chaque niveau de fortune à partir de 300 000 €. La troisième partie part de la distribution complète du patrimoine net taxable reconstituée à la partie 1, et applique les coefficients multiplicatifs construits à la partie 2, pour projeter une distribution théorique des patrimoines imposables en 2006, et calculer ainsi un nombre de contribuables et des recettes fiscales théoriques.

Trois scénarios sont élaborés, selon différentes hypothèses sur la composition du patrimoine financier des redevables à l’ISF. Dans le scénario central, les recettes d’ISF auraient dû être multipliées par 3,6 entre 1995 et 2006, un facteur très proche de celui observé (fois 3,3). La forte hausse des marchés immobiliers et boursiers se retrouve ainsi très bien dans l’évolution des recettes d’ISF. L’écart observé peut s’expliquer, outre par l’imprécision de nos estimations, par des délocalisations, des sous-déclarations de patrimoine ou des non-déclarations (évitement de l’impôt). La comparaison des effectifs simulés avec les effectifs réels suggère que les comportements d’évitement au niveau du seuil d’imposition se sont étendus, puisque les simulations prédisent une multiplication du nombre de redevables par 3,2, contre 2,6 dans la réalité, 68 % de la différence venant de la première tranche du barème.

---

<sup>9</sup>L’annexe C détaille les différentes méthodes qui ont été utilisées dans la littérature économique pour désagréger, à partir de la loi de Pareto, des données sur les revenus ou les patrimoines présentées par tranche. La fiabilité et la précision de ces différentes méthodes sont comparées à l’aide notamment de simulations de Monte Carlo. L’annexe D décrit en détail l’application de ces méthodes à la distribution du patrimoine net imposable à l’ISF.

# 1 L'ISF en 1995

Qui étaient les imposables à l'ISF en 1995 ? De quels types de biens leur patrimoine était-il composé ? Malgré la pauvreté de la statistique publique sur ces sujets réputés sensibles<sup>1</sup>, il est possible de reconstituer des données détaillées à partir de rapports officiels et de techniques d'extrapolation qui ont fait leur preuve sur des distributions similaires. La première partie de cette section résume ce que nous savons des imposables à l'ISF en 1995, et la deuxième partie ce que nous savons des actifs patrimoniaux qu'ils détenaient.

## 1.1 Que sait-on des imposables à l'ISF en 1995 ?

Pour étudier la population des assujettis à l'ISF en 1995, on dispose de deux types de données. Les premières portent sur l'ensemble de la distribution découpée en cinq tranches d'imposition. Les secondes portent sur les 10 % des contribuables à l'ISF les plus riches.

### 1.1.1 Données par tranche d'imposition

Les données par tranche d'imposition synthétisent l'ensemble des déclarations individuelles de fortune. Elles sont calculées chaque année par la Direction générale des impôts (DGI), et sont rendues publiques aléatoirement à l'occasion de rapports officiels (rapports de l'Assemblée nationale et du Sénat, rapport du Conseil des impôts devenu Conseil des prélèvements obligatoires, etc.). L'année 1995 est une de celles sur lesquelles nous avons pu réunir le plus d'informations.

En 1995, 174 571 contribuables payaient l'impôt de solidarité sur la fortune, soit 0,57 % des 30 585 130 foyers fiscaux. Le patrimoine imposable à l'ISF s'élevait à plus de 281 milliards d'euros, soit 8,27 % du patrimoine total des ménages<sup>2</sup> et 15,4 % du patrimoine détenu par les ménages du dixième décile de patrimoine [Conseil des impôts, 1998]. Cette année là, l'ISF a rapporté 1,12 milliards d'euros, soit 0,10 % du PIB et 0,5 % des recettes fiscales<sup>3</sup>.

---

<sup>1</sup>Aujourd'hui, l'administration fiscale ne communique que le nombre total de redevables, et le nombre d'imposables dans les villes de plus de 20 000 habitants ayant plus de 50 assujettis.

<sup>2</sup>D'après les chiffres de la comptabilité nationale, la valeur nette du patrimoine des ménages s'élevait à 3 401,2 milliards d'euros à la fin de l'année 1994.

<sup>3</sup>Source : annuaire statistique de la DGI.

TAB. 1.1: ISF 1995 – données par tranche

Millions d'€		Contribuables		Patrimoine imposable		Produit d'ISF		Taux moyen
Tranches	Taux	Effectifs	%	Montants	%	Montants	%	
0,69-1,12	0,5 %	89 746	51,4	80 134,37	28,5	86,90	7,8	0,11 %
1,12-2,23	0,7 %	63 455	36,4	94 938,39	33,8	297,58	26,6	0,31 %
2,23-3,46	0,9 %	12 418	7,1	33 654,34	12,0	173,03	15,5	0,51 %
3,46-6,70	1,2 %	6 304	3,6	28 802,04	10,2	204,74	18,3	0,71 %
>6,70	1,5 %	2 648	1,5	43 667,50	15,5	355,51	31,8	0,81 %
Total		174 571	100	281 196,63	100	1 117,76	100	0,40 %

Source : DGI, cité dans Migaud [1998], et calculs de l'auteur.

La tableau 1.1 permet de ventiler ces chiffres selon les cinq tranches d'imposition du barème. Plus de la moitié des assujettis à l'ISF en 1995 appartenaient à la première tranche, avec un patrimoine taxable compris entre 0,69 et 1,12 millions d'euros. Ils ne contribuaient cependant qu'à hauteur de 87 millions d'euros, soit 7,8 % du produit total de l'ISF. Pour la première tranche, le taux moyen d'imposition était égal à 0,11 % (contre un taux marginal de 0,5 %, la différence étant essentiellement due à l'abattement de la base imposable de 0,69 million d'euros<sup>4</sup>).

Les deux dernières tranches d'imposition regroupaient 8 952 foyers fiscaux (5,12 % des imposables à l'ISF) qui détenaient individuellement plus de 3,46 millions d'euros et collectivement 72 milliards d'euros de patrimoine taxable. Ils contribuaient à hauteur de 560 millions d'euros au produit de l'ISF, soit légèrement plus de 50 % du produit total de cet impôt.

La dernière tranche d'imposition à elle seule regroupait 2 648 foyers fiscaux (1,51 % des imposables) dont le patrimoine taxable dépassait 6,7 millions d'euros. Ils possédaient collectivement 15,5 % du patrimoine imposable à l'ISF et contribuaient à hauteur de 31,7 % au produit total de cet impôt. Leur taux moyen d'imposition s'élevait à 0,81 %, soit nettement moins que le taux marginal de 1,5 % qui s'appliquait dans la dernière tranche, et ce en raison du caractère progressif du barème ainsi et surtout que du mécanisme du plafonnement<sup>5</sup>.

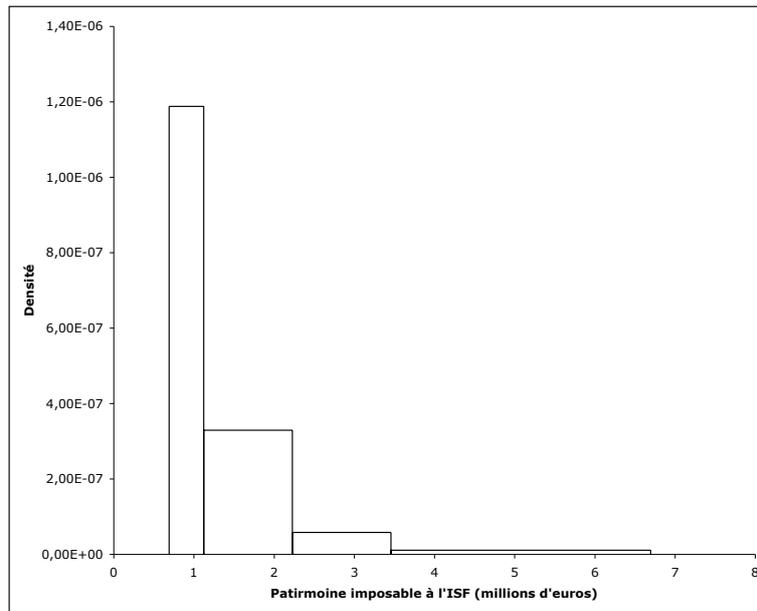
A partir de ces données brutes, on peut se faire une première idée de la distribution des contribuables à l'ISF en traçant la densité empirique des patrimoines imposables. Il s'agit de l'histogramme représentant pour chaque tranche la proportion d'assujettis appartenant à la tranche considérée divisée par la longueur de celle-ci (figure 1.1). Par exemple, pour la première tranche d'imposition, la densité empirique est égale à  $\frac{89\,746/174\,571}{(1,12-0,69)\times 10^6} = 1,19 \times 10^{-6}$ .

L'histogramme fait clairement apparaître la concentration des contribuables dans le

<sup>4</sup>La réduction d'impôt de 150 euros par enfant à charge faisait diminuer selon nos estimations le taux moyen de 0,12 % à 0,11 %, correspondant à une perte de recettes de 3,7 millions d'euros (7,1 millions sur l'ensemble des imposables).

<sup>5</sup>Cf. *infra* (tableau 1.5). Pour aller plus loin dans le calcul d'un véritable taux moyen effectif d'imposition du patrimoine, il faudrait prendre en compte les « trous » de l'assiette de l'ISF (comme l'exonération des oeuvres d'art et des biens professionnels). Les taux moyens effectifs sont donc

FIG. 1.1: Densité des patrimoines imposables à l'ISF (4 premières tranches)



début du barème, la densité décroissant de façon très rapide. Toutefois, si la première tranche apparaît prépondérante en termes d'effectif, l'inverse prévaut en termes de produit. Puisque les 1,5 % des imposables à l'ISF les plus fortunés s'acquittaient de 31,7 % du produit de cet impôt, il est nécessaire, si l'on veut mener des simulations sur les pertes fiscales engendrées par l'expatriation, de disposer de davantage d'informations sur les contribuables de la dernière tranche.

### 1.1.2 Données par fractiles

Ces informations sont fournies dans l'annexe de la contribution de Thomas Piketty au rapport *Inégalités économiques* du Conseil d'analyse économique [Piketty, 2001a]. Véritablement uniques en leur genre, ces données transmises par la DGI à l'occasion du rapport « zooment » dans le dernier décile des imposables à l'ISF, jusqu'aux 17 contribuables les plus fortunés.

Plus précisément, elles nous renseignent sur le patrimoine imposable moyen des 10 % des contribuables à l'ISF les plus riches (noté P90-100 dans le rapport), des 5 % les plus riches (P95-100), des 1 % les plus riches (P99-100), des 0,5 % les plus riches (P99,5-100), des 0,1 % les plus riches (P99,9-100) et des 0,01 % les plus riches seuil (P99,99-100). Elles nous renseignent en conséquence sur les patrimoines moyens des niveaux intermédiaires P90-95, P95-99, P99-99,5, P99,5-99,9 et P99,9-99,99<sup>6</sup>. Elles indiquent enfin le seuil des

encore sensiblement inférieurs dans la dernière tranche à 0,8 %.

<sup>6</sup>Par définition, il suffit, pour passer des niveaux P90-100, P95-100, P99-100, P99,5-100, P99,9-100 et P99,99-100 aux niveaux intermédiaires P90-95, P95-99, P99-99,5, P99,5-99,9 et P99,9-99,99, d'appliquer les équations comptables suivantes :  $P90-95 = 2xP90-100 - P95-100$ ,  $P95-99 = (5xP95-100$

fractiles correspondants, c'est-à-dire le patrimoine taxable (brut, i.e. avant soustraction des dettes, et net) qu'il fallait déclarer pour faire parti des 10 % des imposables les plus riches (P90), des 5 % les plus riches (P95), etc.

TAB. 1.2: ISF 1995 – Données par fractiles de patrimoine net

Tranches (M€)	% des contribuables	Patrimoine moyen (M€)
2,49-3,54	5,00 %	2,93
3,54-8,65	4,00 %	5,03
8,65-13,44	0,50 %	10,60
13,44-38,25	0,40 %	20,66
38,25-128,31	0,09 %	61,14
> 128,31	0,01 %	215,87

Source : DGI, cité dans Piketty [2001a].

Les données portant sur P90 et P95 sont en partie redondantes avec les informations relatives aux troisième et quatrième seuils d'imposition à l'ISF. En revanche, les informations suivantes, à partir de P99 = 8,65 million d'euros, nous renseignent sur la distribution du patrimoine au sein de la cinquième tranche d'imposition, et sont donc particulièrement précieuses.

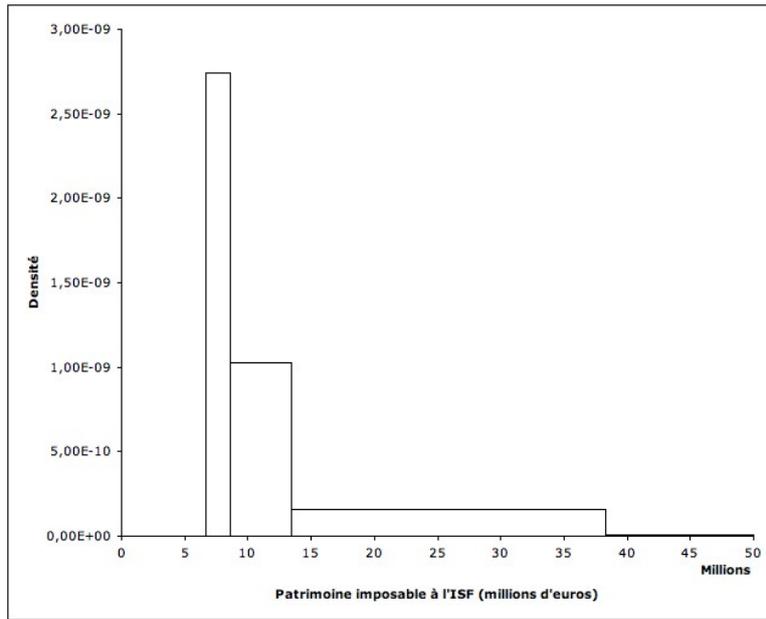
Avant de les analyser, une précaution s'impose. La DGI ne précise pas à quel effectif total se rapportent exactement les fractiles P90,..., P99,99. Comme nous le montrons dans l'annexe D, il y a de fortes raisons de penser qu'il ne s'agit pas tout à fait de l'effectif total des assujettis à l'ISF en 1995 (i.e. 174 571), mais de la fraction des imposables dont la contribution a pu être exploitée informatiquement pour les calculs demandés à l'occasion du rapport. Dans l'annexe D.1, nous proposons une méthode pour « retrouver » l'effectif total de référence des données par fractile, que nous estimons être égal à 171 335. Ainsi, les contribuables du dernier « décile » P90-100 ne sont pas exactement au nombre de  $174\,571/10 = 17\,457$ , mais au nombre de  $171\,335/10 = 17\,134$ , et de même pour les autres fractiles. Cette limitation, et les éventuelles erreurs commises dans la reconstitution de l'effectif total réel de référence des données par fractile, n'ont aucune importance pour la suite des calculs, à une seule exception près. Il s'agit du cas où nous devons opérer la jonction des données par tranche (tableau 1.1) et des données par fractile (tableau 1.2), c'est-à-dire de la transition entre le seuil de la cinquième tranche d'imposition (6,70 millions d'euros), et le fractile P99 (8,65 millions d'euros). Cette transition concerne moins de 1 000 personnes, et, dans le pire des scénarios, l'erreur ne peut pas dépasser 5 %.

En ayant ces précautions à l'esprit, nous pouvons étudier la distribution du patrimoine au sein de la dernière tranche d'imposition (graphique 1.2). Au sein de cette tranche, les deux tiers des contribuables ont moins de 13,5 millions d'euros ; la densité décroît dans la cinquième tranche de la même façon qu'elle décroît entre le seuil de la première et le seuil de la cinquième tranche (graphique 1.1). Cette propriété d'invariance est caractéristique des densité de lois puissance (*power-laws* en anglais), dont nous allons

---

– P99-100)/4,  $P99-99,5 = 2 \times P99-100 - P99,5-100$ ,  $P99,5-99,9 = (5 \times P99,5-100 - P99,9-100)/4$  et  $P99,9-99,99 = (10 \times P99,9-100 - P99,99-100)/9$ .

FIG. 1.2: 1995 – Densité des patrimoines imposables à l'ISF (dernière tranche)



utiliser une représentation, la loi de Pareto, pour extrapoler les données agrégées qui viennent d'être présentées, dans le but de reconstruire les niveaux de fortune individuels des 174 571 contribuables à l'ISF.

## 1.2 Construction de la distribution complète

### 1.2.1 Principe de l'extrapolation

Les histogrammes 1.1 et 1.2, s'ils donnent une idée de la façon dont sont globalement répartis les patrimoines, ne nous renseignent pas sur leur distribution *au sein de chaque intervalle* (tranche d'imposition ou fractile). Comment la densité décroît-elle entre chaque seuil ? En l'absence de données individuelles, il est nécessaire de faire des hypothèses sur la forme fonctionnelle exacte de la densité des hauts patrimoines imposables à l'ISF si l'on veut reconstituer leur distribution complète. Or, de nombreuses études ont établi que la distribution des hauts revenus comme des hauts patrimoines suit une loi de Pareto.

Vilfredo Pareto le premier, en étudiant à la fin du XIXe siècle la distribution des hauts revenus dans plusieurs pays européens au cours du temps, a montré que ceux-ci étaient remarquablement bien approximés par une forme fonctionnelle relativement simple, à deux coefficients (que nous notons  $y_{min}$  et  $a$ ), dont un crucial, souvent appelé le « coefficient  $a$  de la loi de Pareto », présentait une certaine stabilité à la fois dans l'espace et dans le temps [Pareto, 1896]. Plus précisément, la fonction de répartition des hauts revenus et patrimoines  $y$  semble bien approximée par la fonction suivante :

$$F(y) = 1 - \left( \frac{y_{min}}{y} \right)^a \quad (1.1)$$

Ce qui correspond à une densité qui s'écrit :

$$f(y) = \frac{ay_{min}^a}{y^{1+a}} \quad (1.2)$$

Depuis il est apparu que le coefficient  $a$  varie légèrement selon les distributions étudiées. Ainsi, les études réunies dans [Atkinson et Piketty, 2007] montrent que les distributions des hauts revenus diffèrent de façon sensible dans la période récente entre les pays d'Europe continentale et les pays anglo-saxons.

Les patrimoines sont d'une façon générale répartis de façon plus inégalitaire que les revenus (ce qui se traduit par un coefficient  $a$  plus faible<sup>7</sup>), comme l'ont montré Atkinson [1975] en étudiant les patrimoines britanniques, Soltow [1975] en étudiant les patrimoines américains, et Davis, Sandstrom, Shorrocks et Wolff [2008] en étudiant les patrimoines mondiaux.

En comparant des données extrapolées (selon des méthodes comparables à celles que nous utilisons dans ce mémoire) aux véritables fichiers des déclarations individuelles, Feenberg et Poterba [1993] et Piketty [1998] ont pu vérifier, respectivement sur des données issues de l'impôt sur le revenu américain et français, que la loi de Pareto approxime de façon très précise la queue de la distribution des revenus. L'ISF ne concernant en 1995 que 0,57 % des foyers fiscaux, et à la vue des densités empiriques tracées précédemment, la loi de Pareto apparaît comme une candidate naturelle pour extrapoler les données par tranche dont nous disposons.

Cependant il n'existe pas, dans le cas général, de façon unique de procéder. Tout d'abord parce que l'information à disposition du chercheur peut différer. Ainsi, l'extrapolation est moins précise si l'on ne connaît que l'effectif de chaque tranche ; elle l'est davantage si, outre les effectifs, le patrimoine/revenu moyen de chaque groupe est connu. Ensuite, parce que, pour une quantité d'informations donnée, différentes méthodes d'extrapolations peuvent fournir des résultats qui ne sont pas exactement identiques, selon qu'on raisonne sur la fonction de répartition, sur la courbe de Lorenz ou directement sur la densité. Enfin parce que « le coefficient  $a$  de la loi de Pareto » varie légèrement le long d'une même distribution. Autrement dit, l'hypothèse de Pareto est rarement vraie globalement, mais elle l'est localement. Ceci nécessite quelques ajustements, notamment si l'on veut s'assurer que la densité extrapolée soit continue, continue et dérivable, etc. L'annexe C décrit les propriétés de la loi de Pareto et les différentes façons de l'utiliser pour extrapoler des données groupées.

Une des propriétés remarquables de la loi de Pareto est que la représentation de la fonction qui à chaque seuil de patrimoine  $s_i$  associe la proportion  $p_i$  de contribuables ayant un patrimoine supérieur à  $s_i$  est une droite sur une double échelle logarithmique<sup>8</sup>.

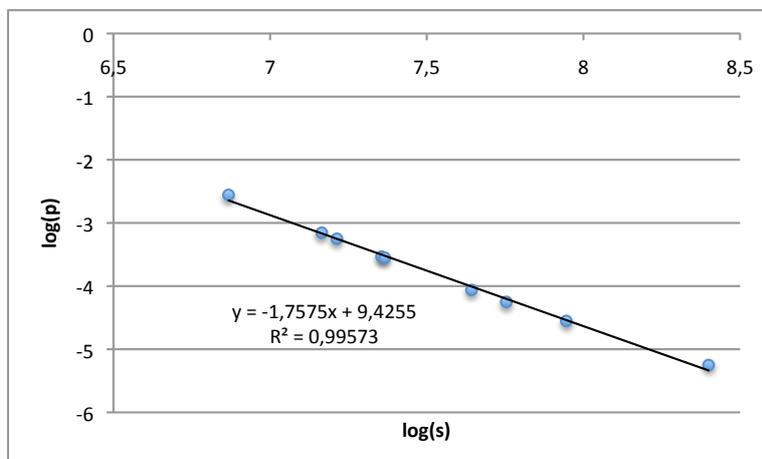
---

<sup>7</sup>Cf. annexe C.1 pour une description détaillée de la loi de Pareto et la preuve en particulier de cette assertion.

<sup>8</sup>C'est une conséquence directe de l'équation 1.1, en remarquant que  $p_i = 1 - F(s_i)$ .

On vérifie, à partir des données par tranche et par fractiles réunies, que cela est parfaitement le cas pour le patrimoine imposable à l'ISF (graphique 1.4).

FIG. 1.3: 1995 – Proportion des imposables à chaque seuil



Dans l'annexe D, d'autres tests sont menés pour étudier l'adéquation de la distribution des patrimoines imposables à l'ISF à la loi de Pareto. Dans l'ensemble, le coefficient  $a$  apparaît remarquablement stable sur l'essentiel de la distribution<sup>9</sup>, à une exception majeure près : la distribution des patrimoines taxables ne semble pas pouvoir être modélisée par une loi de Pareto dans la première tranche. Le principal phénomène expliquant cette « déviation » est l'évitement de l'ISF au niveau du seuil d'imposition (0,69 millions d'euros).

### 1.2.2 Prise en compte de l'évitement au niveau du seuil d'imposition

Plusieurs raisons peuvent expliquer qu'un certain nombre de contribuables ne déclarent pas l'ISF bien que leur patrimoine taxable soit supérieur au seuil d'imposition. Compte tenu de la nature de cet impôt, qui est auto-déclaré, la fraude fiscale a toute les chances d'y être plus répandue qu'ailleurs. Les contribuables peuvent ne pas être au courant des obligations déclaratives qui leur incombent<sup>10</sup>, notamment suite à une variation brutale du prix de leurs actifs patrimoniaux. Par ailleurs, certains foyers fiscaux peuvent sous-estimer la valeur de leur patrimoine imposable. En particulier, pour les imposables de la première tranche, les biens immobiliers constituent la majorité de l'actif taxable, or leur valeur n'est pas directement observable (un problème qui se pose également pour les actions non cotées), et plusieurs indices suggèrent que les résidences principales sont très largement sous-déclarées<sup>11</sup>. Enfin, les contrôles fiscaux ont peu de chance de cibler

<sup>9</sup>Il est quasiment constant de 1,12 millions à 6,70 millions d'euros ; dans la cinquième tranche, le patrimoine est réparti de façon un tout petit peu plus variable.

<sup>10</sup>Tout foyer fiscal doit déposer une déclaration d'ISF si la valeur de son patrimoine taxable net est supérieure au seuil d'imposition, et cela même si les réductions pour enfant à charge ou le plafonnement conduisent à un montant d'impôt dû nul.

<sup>11</sup>Cf. Conseil des impôts [1998, p. 31].

les contribuables à la limite du seuil d'imposition, surtout s'ils n'ont jamais déposé de déclaration au préalable<sup>12</sup>.

Une façon simple de mettre en évidence l'évitement de l'ISF au niveau du seuil d'imposition consiste à comparer pour chaque tranche du barème le patrimoine moyen des contribuables et le milieu de la tranche (tableau 1.3)<sup>13</sup>. Alors que pour les tranches 2,3 et 4, le patrimoine moyen des imposables est sensiblement inférieur au milieu de la tranche (ce qui traduit le fait que les contribuables sont beaucoup plus nombreux au début de chaque tranche qu'à la fin), pour la première tranche, le milieu de l'intervalle coïncide quasiment avec le patrimoine moyen. Il « manque » des contribuables au début de la première tranche.

TAB. 1.3: 1995 – Comparaison des patrimoines moyens par tranche

Tranche (M€)	Milieu de l'intervalle (M€)	Patrimoine moyen (M€)	Ecart
0,69-1,12	0,92	0,89	3 %
1,12-2,23	1,68	1,50	16 %
2,23-3,46	2,84	2,71	11 %
3,46-6,70	5,08	4,57	16 %

Source : Migaud [1998] et calculs de l'auteur.

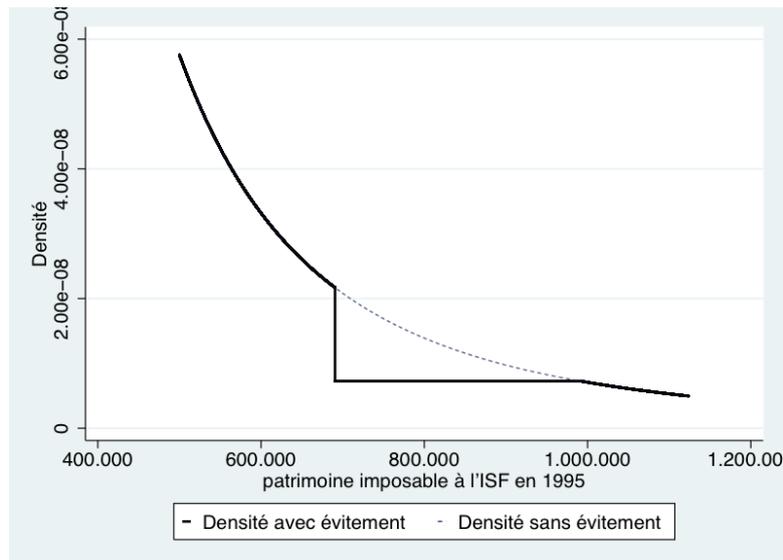
Il est impossible de quantifier de façon certaine l'ampleur de l'évitement de l'impôt, mais les indices dont on dispose suggèrent qu'il est tout sauf négligeable. Nous proposons un modèle statistique pour le prendre en compte dans les extrapolations ; ce modèle est cohérent au pourcent près avec les données agrégées (nombre de contribuables et patrimoine moyen). Il consiste à considérer que la densité du patrimoine *déclaré* est constante du seuil d'imposition (0,69 millions d'euros) jusqu'au seuil + 300 000 euros, et non pas décroissante comme l'est sûrement la densité du patrimoine réel et l'est le reste de la densité du patrimoine déclaré. Ceci revient à dire que l'évitement s'étend, quoique de façon de plus en plus négligeable, jusqu'à 300 000 euros au-delà du seuil. Le graphique 1.4 représente ce phénomène<sup>14</sup>.

<sup>12</sup>Les contrôles sont menés entre autres à l'aide d'un programme informatique – VIZIR – qui analyse la cohérence des déclarations d'ISF de trois années consécutives afin de distinguer d'éventuelles sous-déclarations. L'essentiel des redressements porte sur la remise en cause de l'exonération pour bien professionnel, la reprise de passif, et l'omission de valeurs mobilières, et non sur la sous-estimation du patrimoine immobilier [Migaud, 1998].

<sup>13</sup>D'autres méthodes, fondées sur l'estimation des coefficients de la loi de Pareto, sont présentés à l'annexe D.

<sup>14</sup>Bien sûr, il est peu probable que l'évitement prenne une forme aussi brutale et que la densité du patrimoine déclaré chute verticalement à 690 000 €. Cependant, l'aire formée par l'écart entre la densité parétienne et la densité avec évitement semble approximer de façon très précise le nombre de contribuables « manquants » dans la première tranche (cf. tableau 1.4). D'autres modélisations plus complexes de la densité du patrimoine déclaré « avec évitement » peuvent préserver cette aire et ménager une transition plus lisse, mais, sans accès au fichier des déclarations individuelles, nous ne disposons d'aucune information pour privilégier une forme plutôt qu'une autre.

FIG. 1.4: 1995 – Evitement de l'ISF au niveau du seuil d'imposition



L'aire entre la courbe en pointillés et la courbe pleine représente le nombre de contribuables qui n'ont pas rempli de déclaration et n'ont pas été contrôlés bien que possédant un patrimoine taxable supérieur à 0,69 millions d'euros.

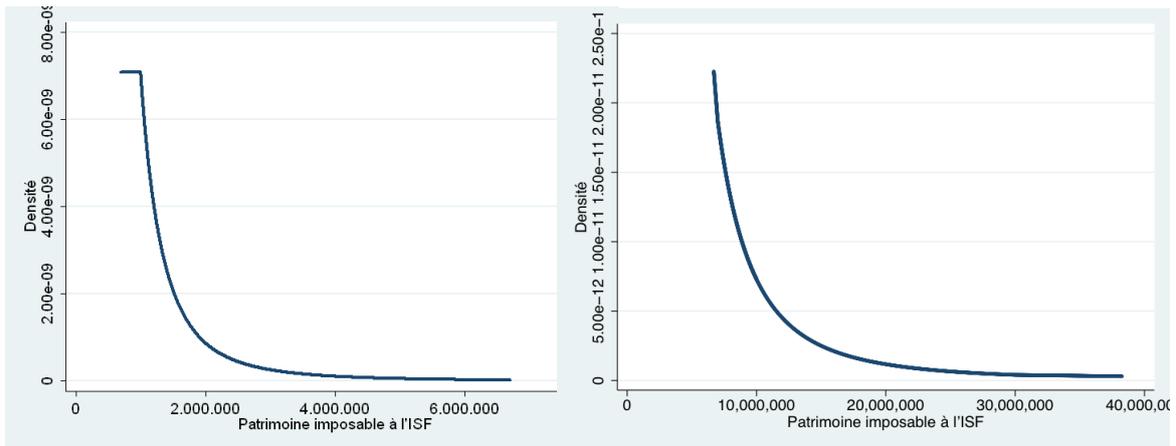
### 1.2.3 Extrapolations

Après prise en compte de la sous-déclaration au niveau du seuil d'imposition, on peut reconstituer l'ensemble de la distribution des patrimoines imposables à l'ISF en extrapolant les données agrégées, selon les procédures décrites à l'annexe D. Dans STATA, nous générons 3 millions de niveaux de patrimoine : tous les 10 euros entre 0 et 10 millions d'euros, tous les 100 euros entre 10 et 100 millions, tous les 1 000 euros entre 100 et 1 000 millions d'euros, et tous les 10 000 euros entre 1 et 3 milliards d'euros. Nous calculons la valeur de la densité pour chacun de ces seuils, selon l'équation 1.2 et les valeurs des coefficients  $a$  et  $y_{min}$  indiquées au tableau D.8 p. 89 de l'annexe C (la densité qui en résulte est représentée par le graphique 1.5, à gauche pour les 4 premières tranches, à droite pour la cinquième tranche du barème). On en déduit les effectifs de chaque niveau de patrimoine (le nombre de foyers fiscaux qui ont 1 000 000 d'euros, 1 000 010 euros, 1 000 020 euros, etc.), puis toutes les statistiques utiles en termes de patrimoine moyen et de produit d'ISF en pondérant chaque niveau de fortune par l'effectif correspondant et en appliquant les règles de taux *ad hoc*<sup>15</sup>.

Les extrapolations sont cohérentes avec les effectifs et le patrimoine moyen de chaque intervalle au pourcent près (à l'exception du dernier millime des imposables à l'ISF, où la distribution prend une tournure un peu moins stable). Après extrapolation, notre base contient 174 676 imposables à l'ISF en 1995 (contre 174 571 en vrai, soit un écart de moins de 0,1 %, cf. tableau 1.4). Afin de se faire une idée de l'ampleur probable de l'évitement de l'ISF au niveau du seuil d'imposition, les effectifs (comme les produits d'impôt)

<sup>15</sup>Le programme est disponible auprès de l'auteur sur demande.

FIG. 1.5: Densité extrapolée des patrimoines déclarés



TAB. 1.4: Extrapolations des effectifs imposables à l'ISF en 1995

Tranches (M€)	Effectifs extrapolés	Effectifs réels	Ecart
0,69-1,12	140 467	89 746	56,5 %
<i>Avec effet évitement</i>	<i>89 870</i>	<i>89 746</i>	<i>0,1 %</i>
1,12-2,23	63 322	63 455	-0,2 %
2,23-3,46	12 533	12 418	0,9 %
3,46-6,70	6 304	6 304	0,0 %
6,70-8,65	937	935 <sup>1</sup>	0,2 %
8,65-13,44	854	857 <sup>1</sup>	-0,4 %
13,44-38,25	688	685 <sup>1</sup>	0,4 %
> 38,25	168	171 <sup>1</sup>	-1,8 %
Total	174 676	174 571	0,1 %

[1] A l'incertitude sur l'effectif de référence des données par fractile près.  
Source : calculs de l'auteur.

extrapolés sont indiqués avant et après modélisation de l'évitement<sup>16</sup>. Si le phénomène semble très important en termes d'effectifs (50 597 contribuables « manquent » dans la première tranche par rapport à l'hypothèse parétienne simple, ce qui signifie que près d'un tiers des foyers fiscaux normalement imposables dans la première tranche de l'ISF n'auraient pas déposé de déclaration et n'auraient pas été contrôlé en 1995), ses conséquences en termes de produit sont faibles (manque à gagner de 24,9 millions d'euros, soit 28,6 % des recettes d'ISF de la première tranche, mais moins de 2 % des recettes totales).

<sup>16</sup>Avant correction, la distribution des patrimoines déclarés est supposée suivre une loi de Pareto de mêmes coefficients entre 0,69 et 0,99 millions d'euros et entre 0,99 et 3,54 millions d'euros. Après correction, la portion de densité entre 0,69 et 0,99 millions d'euros est une droite horizontale, qui rejoint continuellement la densité parétienne au seuil de 995 000 € de patrimoine.

Les extrapolations de recettes fiscales prennent en compte la réduction d'impôt pour enfant à charge<sup>17</sup>, et excluent la majoration exceptionnelle de 10 % en vigueur en 1995<sup>18</sup>. En l'absence de données pertinentes sur le revenu des imposables à l'ISF, il est très difficile et hasardeux de simuler l'effet du plafonnement au niveau individuel. Les annexes « Voies et moyens » des projets de loi de finance (PLF) estiment le coût budgétaire des différentes spécificités d'assiette de chaque impôt ; le plafonnement est estimé dans le PLF 1997 avoir coûté 235 millions d'euros en 1995. Plafonnement inclus, nos extrapolations sous-estiment légèrement (de 2,78 %) le produit total d'ISF (cf. tableau 1.5). Cela peut venir de deux raisons. Tout d'abord, le patrimoine imposable des 173 contribuables les plus aisés (168 dans notre base) est celui qui est le moins bien approximé par une loi de Pareto, quelle que soit la méthode utilisée ; or ces foyers fiscaux contribuent dans nos calculs à hauteur de 185,28 millions d'euros, soit plus de 16,5 % du produit total de l'ISF ; une sous-estimation de 5 % de l'impôt total versé par les 171 contribuables les plus riches expliquerait près de 30 % de l'écart entre les extrapolations et le produit d'ISF réel en 1995. Ensuite et surtout, l'estimation du coût du plafonnement est d'une précision limitée, même si son ordre de grandeur semble pertinent. A titre d'exemple, la totalité de l'écart de produit entre les extrapolations et la réalité peut s'expliquer par une surestimation de 13 % du coût du plafonnement dans l'annexe « Voies et moyen » du PLF 1997.

Le tableau 1.5 montre que le plafonnement réduit le taux moyen d'imposition de l'ensemble des imposables de 0,48 % à 0,40 %. Son effet est très important dans la cinquième tranche d'imposition, où il réduit le taux moyen d'imposition des 2 648 contribuables les plus fortunés de 1,25 % (aux erreurs d'extrapolation près) à 0,81 % ; la quatrième tranche en bénéficie également, quoique de façon plus modérée (réduction du taux moyen de 0,75 % à 0,71 %) et la troisième tranche marginalement (pour moins de 5 millions d'euros).

L'écart de 3,3 % entre la contribution réelle de la première tranche au produit d'ISF et celle reconstituée après extrapolation et prise en compte de l'évitement vient pour partie du fait que la modélisation de l'évitement retenue, si elle reconstitue très précisément l'effectif, surestime légèrement le patrimoine moyen de la première tranche (de 0,59 %, cf. tableau D.9 de l'annexe D) ; c'est cependant sans grande conséquence sur le produit total.

Ainsi, on dispose à présent de données individuelles, désagrégées par une technique d'extrapolation qui a fait ses preuves sur des distributions similaires. Elles sont cohérentes, en termes d'effectif, de patrimoine moyen et de produit d'impôt avec les données publiques groupées par tranches ou par fractiles. Dans le détail, la pertinence de ces extrapolations ne pourra être établie que par comparaison avec les déclarations de fortune individuelles détenues par l'administration fiscale. Malgré cette limitation, les données extrapolées permettent de simuler de façon bien plus réaliste la distribution théorique des patrimoines taxables en 2006 qu'un simple raisonnement sur données agrégées qui passe-

---

<sup>17</sup>Sous les hypothèses suivantes : 7 % des foyers fiscaux imposables ont un enfant à charge, 5 % en ont deux, 2 % en ont 3, et 1 % en ont plus de quatre [Marini, 2004].

<sup>18</sup>Elle est également exclue des données par tranche de la DGI reproduites au tableau 1.1 ; les recettes y compris surtaxe sont indiquées au tableau B.2 p. 64.

TAB. 1.5: Extrapolation des recettes fiscales en 1995

Millions d'€	Produit d'ISF		Ecart	Taux moyen	
	extrapolé	réel		extrapolé	réel
0,69-1,12	111,77	86,90	27,5 %	0,09 %	0,11 %
<i>Avec évitement</i>	<i>89,94</i>	<i>86,90</i>	<i>3,3 %</i>	<i>0,11 %</i>	<i>0,11 %</i>
1,12-2,23	298,50	297,58	0,3 %	0,32 %	0,31 %
2,23-3,46	177,81	173,03	2,8 %	0,52 %	0,51 %
3,46-6,70	215,92	204,74	5,46 %	0,75 %	0,71 %
>6,70	539,31	355,51	51,7 %	1,25 %	0,81 %
<i>Plafonnement</i>	<i>-234,77</i>				
<b>Total</b>	1 086,70	1 117,76	-2,8 %	0,39 %	0,40 %
Plafonnement exclu	1 321,47	1 352,52	-2,3 %	0,47 %	0,48 %

Source :DGI calculs de l'auteur

rait sous silence la façon dont sont répartis les redevables au sein de chaque groupe. Pour « reconstituer » de façon plus complète les déclarations individuelles des imposables, il faut ajouter aux patrimoines extrapolées des renseignements sur la structure de leur patrimoine taxable.

## 1.3 La composition du patrimoine des imposables

### 1.3.1 Une assiette très diversifiée

Le patrimoine net déclaré par les assujétis à l'ISF s'élevait à 281,2 milliards d'euros en 1995, soit 8,27 % du patrimoine total des ménages. 58 % de ce patrimoine était constitué de biens meubles, et 41,8 % d'immeubles<sup>19</sup>. La résidence principale ne représentait que 14,4 % de l'assiette, à l'encontre de l'idée commune que l'ISF est un impôt pesant sur les propriétaires de leur habitation.

Pour l'année 1995, il n'a pas été possible de reconstituer la composition du patrimoine mobilier et du patrimoine immobilier. On dispose de renseignements plus précis pour 1996, année où le nombre d'imposables était quasiment identique à celui de 1995.

Les immeubles bâtis constituaient en 1996 près de 96 % des immeubles (les bois et forêts étant exonérés à hauteur de 75 %, et les biens ruraux donnés en bail à long terme à hauteur de 50 %). La résidence principale constituait 32 % de l'assiette immobilière, et les autres immeubles de rapport 65 %.

Le patrimoine financier des redevables à l'ISF différait à première vue du patrimoine financier moyen des ménages français que le compte de patrimoine de la comptabilité nationale décrit. Par exemple, les liquidités ne représentaient en 1996 que 15,7 % des biens meubles entrant dans l'assiette de l'ISF, alors qu'à la fin de l'année 1995, elles

<sup>19</sup>Les 0,2 % restant correspondent au forfait mobilier. Il s'agit d'un forfait de 5 % du patrimoine brut déclaré, pour lequel les imposables peuvent opter afin d'évaluer la valeur de leurs meubles meublants.

constituaient 42 % de l'actif financier brut des ménages<sup>20</sup>. L'essentiel du patrimoine financier des assujetés à l'ISF était constitué d'« autres valeurs mobilières » (65,9 %), sans qu'il soit possible d'en savoir plus sur la proportion, au sein de ces biens, des actions cotées et non cotées détenues directement, des obligations, des parts d'OPCVM, des assurances-vie, etc. Les autres meubles, catégorie hétéroclite réunissant les rentes viagères, les véhicules à moteur, les chevaux, les objets précieux, les meubles meublants non évalués par le forfait mobilier, les actifs non exonérés nécessaires à l'exercice d'une profession libérale et les créances, représentaient 14,6 % des biens meubles déclarés. Enfin, les droits sociaux (non exonérés) de sociétés dans lesquelles les redevables exerçaient une activité formaient 3,9 % du total des biens meubles. Le tableau 1.6 résume la composition de l'assiette de l'ISF.

*In fine*, les valeurs mobilières liées d'une façon ou d'une autre à l'évolution des cours boursiers (« autres valeurs mobilières », 42,7 % de l'actif net imposable) et l'immobilier de rapport (26,7 % du patrimoine net imposable) apparaissent comme les deux éléments de patrimoine les plus importants de l'assiette de l'ISF. Celle-ci est donc particulièrement sensible à la variation des cours immobiliers et boursiers, sans pour autant qu'on puisse négliger d'autres bases *a priori* peu corrélées à ces indices (liquidités et « autres biens meubles »). L'importance de la résidence principale, déjà secondaire en 1995, a fortement chuté en 1996 (la valeur des résidences principales déclarées diminuant de 15 % pour un nombre d'imposables constants), suite, principalement, à l'arrêt de la Cour de cassation de février 1996 autorisant les redevables à pratiquer un abattement de 20 % sur la valeur de pleine propriété de leur résidence principale<sup>21</sup>. Ce premier tableau nous renseigne sur la composition du patrimoine des redevables au niveau agrégé, mais ne nous dit rien au niveau individuel.

### 1.3.2 Le poids croissant des valeurs mobilières

Or la composition du patrimoine des imposables varie fortement avec leur niveau de richesse. La part des valeurs mobilières croît rapidement avec la fortune : de 41,5 % en 1995 pour les redevables dont le patrimoine est compris entre 0,69 et 0,91 millions d'euros, elle monte à 84,3 % pour les redevables ayant plus de 5,34 millions d'euros et tend vers un quand on s'élève dans les niveaux de fortune. Ceci s'explique par le fait

---

<sup>20</sup>Source : Insee, comptes financiers des ménages, 1995. On compare les liquidités de l'assiette ISF à la ligne « numéraire et dépôts » des comptes financiers. Cependant, le champ n'est pas exactement le même. Sont comptés comme liquidités au titre de l'ISF les espèces, le montant des comptes courants, des livrets de caisse d'épargne, des bons du Trésor et d'épargne, des bons de caisse, des bons de capitalisation, etc. Une partie de ces actifs ne sont pas comptés comme « numéraire et dépôt » dans les comptes de la Nation, notamment les bons du Trésor qui sont considérés comme des titres hors action. A champ comparable, la part des liquidités dans le portefeuille des imposables est donc encore plus faible.

<sup>21</sup>Cass. Com., 13 février 1996, Bull. n°47, arrêt Fleury. Entre 1995 et 1996 le marché immobilier a légèrement monté (l'indice notaires-Insee base 100 en 2000 passant de 82,7 à 83,4), ce qui explique que la valeur des bases déclarées n'ait pas chuté davantage ; il est tout à fait possible par ailleurs qu'un certain nombre de contribuables aient pratiqué dans les faits cette décote avant le jugement de la Cour de cassation.

que le prix des maisons, aussi luxueuses soient-elles, est plafonné, ce qui n'est pas le cas pour les biens mobiliers.

TAB. 1.6: Composition de l'assiette de l'ISF – 1995 et 1996

Milliards d'euros	1995		1996	
	Montants	% de l'actif brut	Montants	% de l'actif brut
<b>Immeubles</b>	<b>125,25</b>	<b>41,8 %</b>	<b>116,72</b>	<b>38,9 %</b>
<i>Résidences principales</i>	<i>43,14</i>	<i>14,4 %</i>	<i>36,76</i>	<i>12,3 %</i>
<i>Autres immeubles</i>			<i>75,10</i>	<i>25,1 %</i>
<i>Bois et forêts</i>			<i>0,47</i>	<i>0,2 %</i>
<i>biens ruraux loués à long terme</i>			<i>0,67</i>	<i>0,2 %</i>
<i>Parts de GFA<sup>1</sup></i>			<i>0,16</i>	<i>0,1 %</i>
<i>Autres biens non bâtis</i>			<i>3,55</i>	<i>1,2 %</i>
<b>Meubles</b>	<b>173,89</b>	<b>58,0 %</b>	<b>182,36</b>	<b>60,8 %</b>
<i>Droits sociaux<sup>2</sup></i>			<i>7,03</i>	<i>2,3 %</i>
<i>Liquidités</i>			<i>28,70</i>	<i>9,6 %</i>
<i>Valeurs mobilières</i>			<i>120,10</i>	<i>40,1 %</i>
<i>Autres meubles<sup>3</sup></i>			<i>26,54</i>	<i>8,9 %</i>
forfait mobilier	0,71	0,2 %	0,69	0,2 %
Passif	-18,65		-18,76	-6,3 %
Actif brut	299,85	100,0 %	299,77	100,0 %
Actif net imposable	281,20		281,01	

[1] Groupements fonciers agricoles

[2] Il s'agit *a priori* des droits sociaux de sociétés dans lesquelles le déclarant exerce une fonction ou une activité mais qui ne sont pas exonérés d'ISF.

[3] Catégorie qui contient essentiellement les rentes viagères, les voitures, les yachts, les avions de tourisme, les chevaux, les bijoux, les créances, les valeurs de capitalisation des droits de propriété intellectuelle et les meubles meublants non évalués par le forfait mobilier.

Source : [Conseil des impôts, 1998] et [Migaud, 1998].

Tout comme nous avons reconstitué le patrimoine taxable net de chaque contribuable en extrapolant des données par tranche, nous estimons la part des actifs mobiliers (droits sociaux, liquidités, valeurs mobilières et autres meubles) pour chaque niveau de patrimoine à partir de données par déciles d'imposables venant du Conseil des impôts [1998], et des données du CAE qui zooment dans le dernier décile [Piketty, 2001a].

Ces deux sources<sup>22</sup> présentent cependant des incohérences. En 1996, le portefeuille du dernier décile des imposables aurait été composé à 76,8 % de biens meubles (forfait mobilier inclus) selon le Conseil des impôts [1998, p. 35] ; cette part tombe à 68,6 % dans les chiffres fournis par la DGI à l'occasion du rapport du Conseil d'analyse économique [Piketty, 2001a, p. 202]. Une partie de la différence peut s'expliquer par le fait que les fichiers utilisés ne sont vraisemblablement pas exactement les mêmes dans les deux rapports. Comme nous l'avons souligné, les chiffres du CAE s'appuient probablement sur un échantillon partiel des imposables à l'ISF (environ 171 335 déclarations en 1995 au

<sup>22</sup>Reproduites à l'annexe B : tableau B.6 p. 69 et B.7 p. 69.

lieu des 174 571 imposables). Si les ménages les plus fortunés ont été sous-sélectionnés, le dernier « décile » du CAE ne regroupe pas exactement les 10 % des imposables les plus riches, mais un groupe au patrimoine moyen inférieur, et détenant, en proportion, davantage de valeurs immobilières que les véritables 10 % les plus fortunés. Il est par ailleurs tout à fait possible que s'ajoute à ce biais des variations dans la définition des assiettes « mobilières » et « immobilières » retenus par les deux rapports<sup>23</sup>. Les données par décile du Conseil des impôts ont l'avantage d'être parfaitement cohérentes avec le poids des valeurs mobilières et immobilières dans l'assiette totale de l'ISF décrites au tableau 1.6<sup>24</sup>. Cependant, utiliser les informations qui « zooment » dans le dernier « décile » des imposables est nécessaire, car la part du patrimoine financier croît encore rapidement à mesure qu'on s'approche des contribuables les plus fortunés, jusqu'à atteindre 95 % du patrimoine brut en moyenne au-delà de 40 millions d'euros de patrimoine brut.

En rendant les deux sources de données cohérentes<sup>25</sup>, on peut estimer une relation continue entre le niveau de fortune et la part des actifs mobiliers dans le patrimoine imposable à l'ISF<sup>26</sup>. On dispose ainsi non seulement du nombre de foyers fiscaux par niveau de fortune entre 300 000 et 3 milliards d'euros, mais aussi de la ventilation, pour chaque niveau de fortune, du patrimoine entre immeubles et biens meubles. L'étape suivante consiste à évaluer l'appréciation du patrimoine immobilier et du patrimoine mobilier entre 1995 et 2006, pour en déduire une distribution des fortunes théoriques en 2006. C'est l'objet de la seconde partie de ce mémoire.

---

<sup>23</sup>On peut penser par exemple que les actifs immobiliers non bâtis des fichiers source du CAE sont comptabilisés avant réfaction d'assiette (de 75 % pour les bois, forêts et parts de groupements forestiers, et de 50 % pour les biens ruraux donnés à long terme) ; à elle seule cette spécificité est cependant loin de pouvoir expliquer l'écart entre les chiffres produits par les deux rapports.

<sup>24</sup>Les biens meubles représentent 60,9 % des actifs totaux déclarés, cf. tableau 1.6, ce qui correspond bien à la moyenne indiquée dans le tableau B.6 extrait du rapport du Conseil des impôts [1998].

<sup>25</sup>Pour cela, on inflat la part des biens meubles pour les différents fractiles renseignés dans le rapport du CAE de façon à retrouver un poids de 76,8 % pour les biens meubles dans le patrimoine du dernier décile, conformément à ce qui est indiqué dans le rapport du Conseil des impôts [1998].

<sup>26</sup>La façon de procéder est la suivante : on représente en abscisse le seuil des fractiles retenus et en ordonnée la part des biens meubles dans le patrimoine et on approxime la relation par une fonction puissance. Cette approximation surestime la part des actifs mobiliers aux deux extrémités de la distribution : pour les plus fortunés puisque la fonction puissance tend vers l'infini alors que la part des actifs mobiliers tend en réalité vers 1 ; pour les moins fortunés parce qu'elle ne croît pas assez vite. Nous la remplaçons par une droite horizontale d'ordonnée 0,88 à partir de 10 millions d'euros, et par une fonction linéaire croissante de 300 000 à 910 000 euros.

## 2 Evolution du patrimoine des imposables entre 1995 et 2006

Les ménages français disposaient à la fin de l'année 2005 d'un patrimoine d'une valeur totale nette de 8 147 milliards d'euros, contre 3 401 milliards fin 1994<sup>1</sup>, soit une augmentation de 140 % en 11 ans (+ 9 % par an en moyenne), alors que le PIB n'a crû, en valeur, que de 44 % pendant cette période (+ 3,7 % en moyenne par an). Le patrimoine des ménages représentait à la fin 2005 plus de sept années de revenu disponible brut, contre moins de cinq années à la fin 1994. Cette hausse s'explique principalement par l'envolée de l'immobilier à partir de 1998, ainsi que par la bonne orientation des marchés d'actions. Comment s'est-elle traduite en termes de valorisation de la fortune des imposables à l'ISF ? Pour répondre à cette question, il faut utiliser les données sur la structure des patrimoines imposables étudiées dans la première partie. Apprécier l'impact de la croissance de l'immobilier sur le patrimoine taxable des ménages est assez direct (1), mais la simulation de la croissance du patrimoine financier pose en revanche davantage de problèmes, en raison de la diversité des types d'actifs financiers détenus par les plus fortunés (2). Du fait de sa diversification, la richesse financière des imposables a crû légèrement moins vite que l'immobilier (3).

### 2.1 La croissance du patrimoine immobilier

L'augmentation du patrimoine immobilier explique la part la plus importante de l'augmentation du patrimoine des ménages entre 1994 et 2005 ; elle explique aussi une grande partie de l'augmentation du patrimoine imposable à l'ISF.

Dans les comptes de la Nation, les actifs non financiers des ménages ont crû de 154,1 % entre la fin 1994 et la fin 2005 ; cette hausse vient quasiment exclusivement de la croissance du patrimoine immobilier, qui est enregistrée dans la comptabilité nationale comme une appréciation des logements et des terrains bâtis. Cette appréciation reflète à la fois un effet volume (la construction de nouveaux logements) et un effet prix (la hausse des prix immobiliers). Pour approcher l'évolution de la valeur des patrimoines des assujettis

---

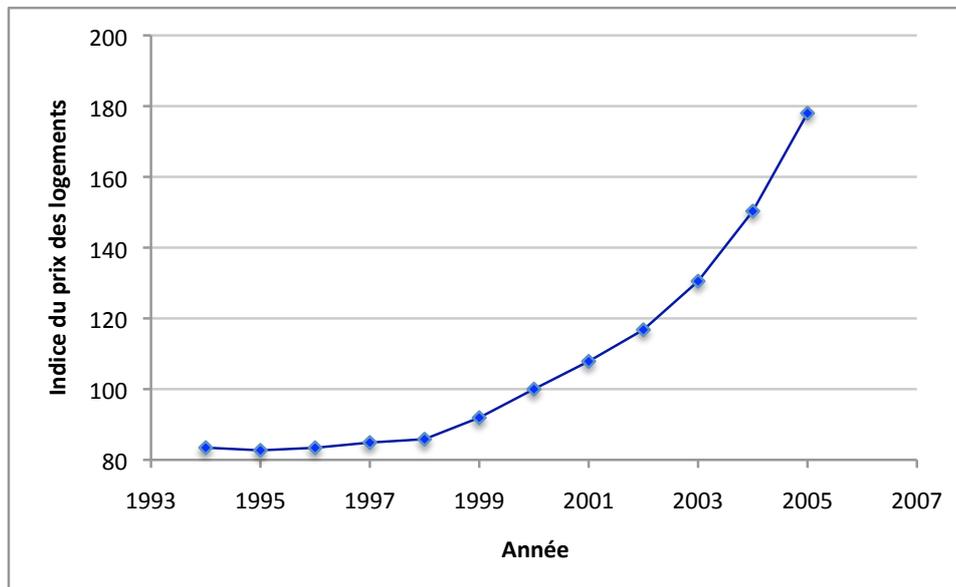
<sup>1</sup>Source : INSEE, compte de patrimoine des ménages. Les comptes de la Nation sont établis en fin d'année. Or, le fait générateur de l'impôt de solidarité sur la fortune se situe au premier janvier de chaque année. De plus, les valeurs mobilières peuvent être évaluées soit au premier janvier, soit selon la moyenne des trente derniers cours connus. En conséquence, nous étudions l'évolution des patrimoines de la fin 1994 à la fin 2005, donc à partir des comptes de patrimoine 1994 et 2005.

à l'ISF en 1995, seul l'effet prix importe ; afin de l'isoler, le meilleur moyen est de se référer à des indices de prix.

### 2.1.1 Hausse des prix

Les bases de données notariales permettent le calcul d'indices de prix trimestriels, à partir des transactions enregistrées pour un grand nombre de biens<sup>2</sup>. Cependant, au moment de la construction de l'indice notaires-Insee, certains logements jugés atypiques sont exclus ; outre les chambres, greniers, lofts, ateliers et loges de gardien, les grandes propriétés, châteaux et hôtels particuliers ne sont pas pris en compte dans l'indice, ce qui peut avoir un impact potentiellement non négligeable quand on cherche à évaluer l'appréciation du patrimoine immobilier des plus fortunés. Aucune information publique n'existe cependant sur ce type de biens immobiliers ; nous retenons donc l'indice notaires-Insee comme représentatif de l'évolution des prix de l'immobilier dans son ensemble.

FIG. 2.1: Evolution des prix de l'immobilier en France



Source : CGPC, d'après Notaires-Insee. Base 100 en 2000. Les valeurs reportées représentent des moyennes annuelles, sauf pour l'année 2005 où il s'agit de la valeur au quatrième trimestre.

Entre 1994 et le quatrième trimestre 1995, l'indice des prix du logement notaires-Insee (base 100 en 2000) est passé de 83,5 à 178, soit une augmentation de 113 % (graphique 2.1). La hausse a été plus forte en province (+ 135 %) qu'à Paris (+89 %), car la bulle immobilière du début des années 1990 a mis plus de temps à exploser dans la capitale (l'indice des prix du logement n'y retrouve son niveau du quatrième trimestre 1994 – 92,3<sup>3</sup> – qu'entre le premier et le deuxième trimestre 2000). Entre 2000 et fin 2005, les

<sup>2</sup>A l'exclusion du neuf. Pour l'ensemble du territoire, l'indice n'est trimestriel que depuis 1995. Pour l'ISF 1995, on retient l'indice des prix immobiliers moyens de l'année 1994.

<sup>3</sup>Corrigé des variations saisonnières.

prix ont crû sensiblement au même rythme à Paris et en Province.

### 2.1.2 Calcul du coefficient multiplicateur

Pour traduire l'évolution de l'indice notaires-Insee en termes d'appréciation des immeubles qui entrent dans l'assiette de l'ISF, il faut prendre en compte le fait qu'à partir de leur déclaration de fortune 1996, les contribuables ont eu le droit d'appliquer une décote de 20 % sur la valeur de leur résidence principale, conformément à l'arrêt de la Cour de cassation de février 1996. Comme on l'a vu, cette exonération s'est traduite par une forte baisse de valeur totale des résidences principales déclarées entre 1995 et 1996 (− 15 %), dans un marché national en très légère hausse. Il est possible que certains redevables n'aient pas pris en compte l'évolution de la jurisprudence dès l'année 1996, mais un peu plus tard. Pour prendre en compte l'abattement de 20 % sur la résidence principale, nous calculons, à partir de l'indice notaires-Insee, un indice de prix pour les résidences principales incluant une baisse de 20 % entre 1995 et 1996. Ainsi, la valeur *taxable* des résidences principales a crû de 70,6 % entre 1994 et fin 2005 ; pour les autres immeubles nous conservons la progression des prix notaires-Insee (+ 113,3 %).

On en déduit le facteur multiplicatif pour les immeubles entrant dans l'assiette de l'ISF en notant que les résidences principales constituaient 34,4 % de l'assiette immobilière déclarée, et en supposant que la part de la résidence principale au sein des immeubles déclarés par un contribuable est constante tout au long de la distribution. On considère que le reste de l'assiette immobilière (il s'agit à plus de 90 % d'immeubles bâtis de rapport) s'est apprécié au même rythme que l'indice notaires-Insee.

Le tableau 2.1 synthétise ces hypothèses, et le facteur multiplicatif qui en résulte : pour un euro d'immeuble taxable possédé fin 1994, chaque contribuable possédait, fin 2005, 1,986 euro d'immeuble imposable. Bien sûr, comme on l'a établi dans la première partie, la part des immeubles dans le patrimoine taxable varie fortement selon le niveau de fortune, donc le coefficient multiplicatif de 1,986 s'applique selon les cas à des fractions différentes du patrimoine imposable.

TAB. 2.1: Coefficient multiplicatif pour les immeubles

Immeubles	Fraction des immeubles déclarés	Indice de référence	Progression
Résidences principales	34,4 %	Notaires-Insee − 20 %	+ 70,6 %
Autres immeubles	65,6 %	Notaires-Insee	+ 113,3 %
Croissance totale			+ 98,6 %

Calculer un coefficient multiplicatif pour un euro d'actif meuble déclaré est bien plus compliqué, car compte tenu de l'hétérogénéité des actifs financiers, on ne peut pas se référer à un indice unique. Il faut étudier plus en détail la structure du patrimoine financier des imposables, et rapporter chaque type d'actif aux évolutions du marché concerné.

## 2.2 Les problèmes posés par l'évaluation de la croissance du patrimoine financier

Les données disponibles sur la structure de l'assiette de l'ISF nous apprennent trop peu de choses sur la composition du portefeuille d'actifs financiers des imposables pour procéder de façon aussi simple que pour le patrimoine immobilier. Les distinctions qui sont faites par la DGI (droits sociaux, liquidités, valeurs mobilières, autres meubles) n'ont pas une grande pertinence économique. Les titres ne sont pas séparés selon leur nature, mais selon par exemple que leur détenteur exerce une activité dans l'entreprise qui les émet (« droits sociaux ») ou non (« valeurs mobilières »). De plus, l'essentiel du patrimoine financier (66 %, soit plus de 40 % du patrimoine taxable total) est regroupé sous l'appellation « autres valeurs mobilières » sans plus de précision. Ainsi, on ne sait rien de la structure des portefeuilles par type d'actifs, et notamment sur la part d'actifs risqués (actions, obligations) et non risqués (comme les bons du Trésor). Or, ces différents types d'actifs ne se sont pas valorisés de la même façon entre 1995 et 2006. Avant de chercher à calculer un coefficient multiplicatif pour les biens meubles, il est donc nécessaire d'étudier plus en détail la structure du portefeuille d'actifs financiers des redevables à l'ISF.

### 2.2.1 Quelle part d'actifs risqués et non risqués ?

Un rapide détour par la théorie financière peut aider à mieux poser les termes du problème. La théorie moderne du portefeuille, que formalise le modèle d'évaluation des actifs financiers (MEDAF), explique comment des investisseurs rationnels choisissent les actifs dans lesquels ils placent leur patrimoine pour une distribution de rendements espérés donnée. Sous un ensemble d'hypothèses assez restrictives<sup>4</sup>, le MEDAF établit que tous les portefeuilles efficients sont obtenus par la combinaison de l'actif sans risque et d'un fonds investi en actifs risqués, quel que soit le nombre d'actifs risqués. Le poids accordé par un agent à l'actif sans risque et corrélativement au fonds investi en actifs risqués dépend de son objectif en termes de couple rendement-risque, c'est-à-dire de son aversion pour le risque. De plus, tous les investisseurs détiennent les actifs risqués dans les mêmes proportions, en particulier ils investissent dans les mêmes proportions dans les actions et dans les obligations. Pour atteindre le couple rendement-risque désiré, les investisseurs font simplement varier la part de l'actif sans risque dans leur portefeuille. Ce résultat est connu sous le nom de théorème de séparation en deux fonds (*two fund separation theorem*) [Cass et Stiglitz, 1970].

Si les ménages se comportaient comme dans la théorie moderne du portefeuille, il suffirait, pour connaître la structure exacte des portefeuilles d'actifs financiers des contribuables à l'ISF, d'évaluer leur aversion pour le risque. Celle-ci est souvent supposée

---

<sup>4</sup>1. Tous les actifs peuvent s'échanger, 2. Les investisseurs optimisent sur une période ; 3. Ils peuvent avoir des positions longues (i.e acheteuses nettes) ou courtes (vendeuses nettes) sur tous les actifs ; 4. Il existe un actif sans risque ; 5. Les agents sont indifférents entre deux portefeuilles de moyenne et de variance identique. Cette dernière hypothèse peut être remplacée par l'hypothèse que la fonction d'utilité des investisseurs est quadratique, ou que les rendements de tous les actifs sont normaux.

décroître avec la richesse, mais il y a de nombreuses raisons de penser qu'elle croît, entre autres, avec l'âge. Une première possibilité consisterait donc à estimer les paramètres des fonctions objectives (qui ont pour arguments les rendements et les risques) des imposables à l'ISF, compte tenu de leurs caractéristiques économiques, sociales et démographiques. On en déduirait la proportion optimale d'actif sans risque dans le portefeuille des imposables, puis celle des différents actifs risqués, à partir par exemple des rendements des différentes classes d'actifs risqués observés historiquement. A titre d'illustration, Canner et al. [1997] se livrent à la deuxième étape de cet exercice à partir de données américaines. Ils considèrent un monde à trois actifs (un indice d'actions, un indice d'obligations, et des liquidités rémunérées au rendement réel des bons du Trésor américain) et supposent que les moyennes et les matrices de variance-covariance des rendements annuels des actions et des obligations américaines de 1929 à 1992 représentent la distribution des rendements futurs anticipés par les agents. Sous ces conditions, tous les portefeuilles efficients au sens du MEDAF comprennent trois fois plus d'actions que d'obligations, quel que soit le niveau d'actif sans risque. Par exemple, un portefeuille composé à 20 % d'actif sans risque devrait contenir 60 % d'actions et 20 % d'obligations et un portefeuille constitué à 60 % d'actif sans risque devrait contenir 30 % d'actions et 10 % d'obligations.

Cependant, en ce qui concerne les redevables à l'ISF, les sources pour se livrer à la première étape de cet exercice sont minces (cf. tableau B.9 p. 70 pour l'état de notre connaissance du profil par âge des contribuables). De plus, les ménages ne se comportent pas exactement comme dans la théorie moderne du portefeuille : ils ne détiennent pas un portefeuille d'actif efficient au sens du MEDAF, mais des portefeuilles légèrement sous-optimaux.

La question reste donc intacte : dans les faits, quelle proportion de leur patrimoine financier les contribuables à l'ISF placent-ils dans les différentes classes d'actifs ?

En l'absence du fichier des déclarations de fortune individuelles, une étude fine de la structure des portefeuilles des plus fortunés demanderait l'accès aux données (privées) des principaux gestionnaires d'actifs ; c'est au-delà de l'ambition de ce mémoire. Les seules données publiques sur la structure des patrimoines par niveau de richesse sont celles de l'enquête patrimoine de l'Insee, qui remplace depuis 1998 l'enquête actifs financiers. Les informations qu'elle nous fournit sur les contribuables les plus fortunés sont cependant extrêmement réduites. L'enquête interroge 10 207 ménages (en 1998) ; même si elle sur-échantillonne les plus fortunés, les redevables à l'ISF n'y sont pas plus d'une centaine<sup>5</sup>. Plus fondamentalement, en raison du caractère particulièrement sensible des questions liées au patrimoine, les réponses tendent à être biaisées vers le bas. Les montants des différents avoirs sont déclarés par tranche avant que des montants continus ne soient reconstitués par la technique dite des résidus simulés ; mais l'incertitude reste importante sur le niveau de patrimoine, et elle croît quand on cherche à le décomposer par type d'actifs détenus.

L'absence de données publiques a laissé le terrain à des instituts de sondage, qui

---

<sup>5</sup>Il n'est pas demandé aux ménages interrogés s'ils sont imposables ; par ailleurs le nombre important de non réponse pour la décomposition du patrimoine par type d'actif (professionnel - immobilier - financier) rend difficile le calcul du patrimoine taxable.

tentent d'analyser les comportements financiers des français aisés. Dans la même veine, Merrill Lynch et Cap Gemini produisent tous les ans un rapport sur le patrimoine des ménages les plus fortunés dans le monde, le *World Wealth Report*<sup>6</sup>. Ils définissent les *high net worth individuals* (HNWI) comme les individus détenant plus d'un million de dollars de patrimoine (à l'exception de la résidence principale). Les HNWI français ne constituent donc qu'un sous-ensemble des imposables à l'ISF. Les rapports, produits depuis 1995, estiment le nombre de millionnaires par continents, et fournissent parfois des indications sur la structure de leur patrimoine. Les chiffres, construits selon une méthodologie pas entièrement précisée (incluant pour partie les comptes nationaux des différents pays, et pour partie des enquêtes réalisées auprès des gestionnaires d'actif) sont cependant à prendre avec prudence.

Nous proposons d'utiliser les données de la comptabilité nationale pour estimer la part des différents types d'actifs financiers détenus par les contribuables à l'ISF. Certes, la comptabilité nationale ne donne que des renseignements agrégés, et non par niveaux de fortune. Mais elle fournit un ordre de grandeur qui peut être utile en première approximation.

### 2.2.2 Une tentative de reconstruction du portefeuille d'actifs financiers

L'utilisation des comptes financiers pose des problèmes méthodologiques particuliers. Une part importante des actions détenues par les ménages l'est par le biais d'organisme de placements collectifs : les organismes de placement collectif en valeurs mobilières<sup>7</sup> (OPCVM) et les assurances-vie. Ainsi les ménages, en plus de détenir directement des actifs financiers, sont-ils porteurs de parts de FCP, actionnaires de Sicav et souscripteurs d'assurance-vie ; ils détiennent par ce biais des titres financiers de façon indirecte<sup>8</sup>. Or, dans les comptes nationaux, la détention indirecte n'est pas explicitement retracée. En effet, les OPCVM et les entreprises d'assurances y sont traités comme des agents économiques à part entière, ayant à l'actif de leur bilan différents titres financiers en emploi des fonds investis, entres autres, par les ménages. En étudiant les comptes financiers de la Nation, il est cependant possible de reconstituer, fictivement, la nature des titres détenus par les ménages par l'intermédiaire des investisseurs institutionnels.

En 1995, l'essentiel du patrimoine financier détenu directement par les ménages était constitué de dépôts et numéraire (40 %, *cf.* tableau 2.2). Ceux-ci sont décomposés en dépôts transférables (dépôts qui peuvent être convertis immédiatement en numéraire ou

---

<sup>6</sup>Cf. <http://www.us.capgemini.com/worldwealthreport08/>

<sup>7</sup>Les OPCVM regroupent les fonds communs de placements (FCP), copropriétés de valeurs mobilières gérées par des sociétés de gestion, et les sociétés d'investissement à capital variable (SICAV), sociétés anonymes gérées par des banques, des compagnies d'assurance ou des sociétés de Bourse. Les premières émettent des parts (les investisseurs des FCP sont membres de la copropriétés) ; les secondes émettent des actions (les investisseurs sont actionnaires de la SICAV et ont les droits échus traditionnellement aux actionnaires.)

<sup>8</sup>Nous laissons de côté les institutions financières diverses et assimilées (S123A), une catégorie hétéroclite qui regroupe des organismes opérant souvent hors du champ de la loi bancaire, comme les fonds communs de créance (véhicules de titrisation). Nous laissons également de côté les auxiliaires financiers (S124).

qui sont transférables sans frais ni restriction majeure, 147 milliards d'euros en 1995) et en autres dépôts, qui à l'inverse ne peuvent pas être utilisés à tout moment comme moyen de paiement. Il s'agit essentiellement des placements à vue, c'est-à-dire de dépôts inscrits sur un compte ou un livret qui ne peuvent pas être utilisés par chèque (comme les livrets A, les livrets jeunes, les livrets d'épargne populaire, les Codévi et les comptes d'épargne-logement, qui représentaient au total 209 milliards d'euros en 1995) et de l'épargne contractuelle (plans et comptes d'épargne-logement, livrets d'épargne entreprise, plans d'épargne populaire, pour un total de 163 milliards d'euros en 1995). Le patrimoine financier des français était ainsi majoritairement placé dans les supports traditionnels de l'épargne réglementée.

TAB. 2.2: Actifs financiers des OPCVM, des assurances et des ménages - 1995

Millions d'euro	OPCVM monétaires	Autres OPCVM	Assurances	Particuliers
<b>Numéraire et dépôts</b>	34 490	20 226	15 017	634 434
Dont dépôts transférables	2 785	1 399	9 947	147 209
Dont autres dépôts	31 705	18 797	4 949	440 052
<b>Titres hors actions</b>	134 849	142 039	281 206	94 678
Dont TCN et assimilés	103 320	36 719	22 325	5 293
Dont obligations et assimilées	29 207	104 617	258 606	89 339
<b>Actions et titres d'OPCVM</b>	4 039	73 218	124 152	391 903
Dont actions cotées	662	53 434	33 476	59 443
Dont actions non cotées	–	2 439	29 271	81 846
Dont autres participations	–	–	3 503	36 459
Dont titres d'OPCVM monétaires	3 078	10 465	19 049	64 565
Dont titres d'OPCVM généraux	258	5 251	37 991	115 906
Dont titres de fonds d'investissement divers	41	1 629	862	33 684
<b>Provisions techniques d'assurance</b>	–	–	–	395 706
Dont droits nets des ménages en assurance-vie	–	–	–	348 321
Dont réserves primes et sinistres	–	–	–	47 385
<b>Total des actifs</b>	184 843	242 119	479 720	1 576 986

Source : Comptes financiers annuels - Insee et Banque de France

Presque à égalité avec les liquidités, les fonds gérés par les investisseurs institutionnels constituaient 39 % du patrimoine financier des ménages. Il s'agissait avant tout de droits en assurance-vie (348 milliards d'euros), puis de titres d'OPCVM généraux (116 milliards), d'OPCVM monétaires (fonds investis dans des titres de dette à court terme, 65 milliards) et d'autres fonds d'investissement (OPCVM étrangers, sociétés civiles de placements immobiliers, fonds communs sur les marchés à terme, etc., 34 milliards d'euros).

Enfin, les titres financiers détenus directement par les ménages (272 milliards d'euros) ne représentaient que 17 % de leur patrimoine financier. Il s'agissait principalement d'actions (65 % d'actions, 35 % de titres de dettes); cependant, les actions cotées re-

présentaient seules moins que les obligations (22 % des titres financiers détenus en main propre par les ménages pour les premières, contre 33 % pour les secondes). L'essentiel des titres financiers détenus directement par les ménages étaient des actions non cotées et des « autres participations » (parts de SARL, parts de société en commandite simple, de sociétés mutualistes, etc.).

Si le patrimoine financier directement géré par les ménages était davantage placé sur des supports risqués, le patrimoine dont ils déléguaient la gestion était à l'inverse largement placé sur des supports peu voire pas risqués.

En effet, aussi bien les assurances que les OPCVM de tout type étaient davantage investis en titres de dettes qu'en actions. Les OPCVM monétaires détenaient principalement des titres de créance négociables (56 % de l'actif total), c'est-à-dire essentiellement des bons du Trésor et des titres comparables à faible maturité. Les autres OPCVM étaient investis en premier lieu en obligations, tout comme les assurances (pour 54 % de leur actif). Au total, les investisseurs institutionnels détenaient, dans l'ensemble, une part bien plus importante de titres de dettes et de liquidités (558 et 70 milliards d'euros respectivement) que d'actions et de titres de fonds non monétaires (201 milliards).

Pour reconstituer la détention totale (i.e. à la fois directe et indirecte) de titres financiers par les ménages, en rendant en quelque sorte « transparents » les investisseurs institutionnels, il faut faire des hypothèses simplificatrices.

Tout d'abord, les différents types d'actifs sont répartis en trois catégories : 1) placements monétaires (numéraire, dépôts, titres de créances négociables et assimilés et OPCVM monétaires); 2) placements obligataires (obligations et assimilés); 3) placements en actions (actions cotés et non cotés, autres participations, OPCVM généraux et titres de fonds d'investissements divers). Ensuite, nous retenons une méthodologie inspirée du Commissariat général du Plan [2002]. Son principe est le suivant. L'adossement en actions des contrats d'assurance détenus par les ménages français est calculé comme le produit du montant des contrats d'assurance que les ménages possèdent à leur actif par le rapport entre les placements actions (au sens ci-dessus) figurant à l'actif des sociétés d'assurance et les provisions qui figurent à leur passif sous le terme de « provisions techniques d'assurance » (cf. tableau 2.3). De même pour l'adossement en placements obligataires et en placements monétaires.

Par exemple, les sociétés d'assurance détenaient 258,6 milliards d'euros d'obligations. A leur passif, les provisions techniques d'assurance s'élevaient à 413,2 milliards d'euros. Les obligations représentaient donc  $258,6/413,2 = 62,6$  % des provisions (i.e. des fonds dus aux ménages). A l'actif des ménages, les provisions techniques d'assurance représentaient 395,7 milliards d'euros. On suppose donc que  $0,626 \times 395,7 = 247,6$  milliards d'euros d'obligations étaient détenus par les ménages indirectement au travers des sociétés d'assurance.

Cette méthode repose sur deux hypothèses :

1. Les fonds procurés par les souscripteurs sont supposés être les seuls faisant l'objet d'un placement sur les marchés financiers<sup>9</sup>.

---

<sup>9</sup>Dans le rapport du Commissariat général du Plan, les auteurs rapportent les actions figurant à l'actif des assureurs à leur passif total hors dette. Cela suppose que l'ensemble des capitaux propres des

TAB. 2.3: Passifs financiers des OPCVM, des assurances et des ménages - 1995

Millions d'euro	OPCVM monétaires	Autres OPCVM	Assurances	Particuliers
<b>Titres hors actions</b>	26	826	1 589	–
<b>Crédits</b>	459	642	22 599	340 302
<b>Actions et titres d'OPCVM</b>	179 238	243 493	69 898	–
Dont actions cotées	–	–	22 830	–
Dont actions non cotées	–	–	21 486	–
Dont autres participations	–	–	25 582	–
Dont titres d'OPCVM monétaires	179 238	–	–	–
Dont titres d'OPCVM généraux	–	210 152	–	–
Dont titres de fonds d'investissement divers	–	33 341	–	–
<b>Provisions techniques d'assurance</b>	–	–	413 226	–
Dont droits nets des ménages – Assurance-vie et fonds de pension	–	–	348 321	–
Dont réserves primes et sinistres	–	–	64 905	–
<b>Autres comptes à payer</b>	2 483	6 387	4 273	47 999
Dont décalages comptables	2 483	6 241	3 988	36 831

Source : Comptes financiers annuels - INSEE et Banque de France

2. Les fonds confiés par les autres secteurs de l'économie (comme les sociétés non financières) aux assureurs sont supposés être investis par les assureurs de la même façon que les fonds avancés par les ménages.

On procède de même pour les OPCVM, en rapportant les différents types de placements qui figurent à leur actif à la valeur des titres qui figurent à leur passif; le ratio qui en découle est multiplié par la valeur des titres d'OPCVM détenus par les ménages pour reconstituer la détention indirecte, par les ménages, de placements monétaires, obligataires et en actions<sup>10</sup>.

Ainsi les ménages français plaçaient-ils en 1995 plus de la moitié de leur patrimoine financier directement ou indirectement dans des placements monétaires (comptes courants ou produits rémunérés au taux à court terme), 27 % dans des obligations (essentiellement via les assurances) et 21 % en actions (ils détenaient plus de la moitié de celles-ci en main propre), *cf.* tableau 2.4. La reconstitution de la détention totale par les ménages des différentes classes d'actif modifie donc sensiblement la structure du patrimoine financier; par exemple, alors que la part des obligations s'élève à 5,7 % du patrimoine financier des ménages quand on ne considère que les obligations détenues directement, elle monte à 27 % quand on lui adjoint les obligations détenues par l'intermédiaire des investisseurs institutionnels. On peut noter par ailleurs que la structure du compte financier des ménages semble éloignée de la structure optimale du portefeuille prédite par

---

assureurs sont placés sur les marchés financiers, ce qui ne semble pas très réaliste; quoiqu'il en soit, ce sont des différences du second ordre.

<sup>10</sup>Bien sûr ces reconstitutions sont fictives, la correspondance entre éléments d'actif et de passif ne pouvant être réalisée que de façon virtuelle.

le MEDAF ; en assimilant les placements monétaires à des placements dans l'actif sans risque, et en appliquant la règle 2/3 – 1/3 établie par Canner et al. [1997] sur données américaines, les ménages devraient placer 36 % de leur richesse financière en actions, et 12 % en obligations. Or dans la comptabilité nationale, le ratio actions/obligations est égal à 0,78.

TAB. 2.4: Détention des différentes classes d'actifs par les ménages - 1995

Millions d'euros	Détention directe	Assurances	OPCVM monétaires	OPCVM généraux	Total	Part
Monétaire	639 727	54 000	50 751	41 413	785 891	51,8 %
Obligataire	89 339	247 642	10 521	64 271	411 773	27,1 %
Actions	180 748	100 647	346	38 552	320 293	21,1 %
Total	909 814	395 706	64 565	149 590	1 517 957 <sup>1</sup>	100 %

<sup>1</sup> Le total horizontal n'est pas exactement égal au total vertical en raison des hypothèses faites lors de l'imputation aux ménages des placements des investisseurs institutionnels.

Source : Comptes financiers, Banque de France et Insee et calculs de l'auteur.

Ainsi, l'étude du compte financier des ménages conduit à deux résultats.

1. En identifiant les placements monétaires à des placements dans l'actif sans risque, la part de l'actif sans risque était au niveau agrégé égale à 52 % en 1995 ;
2. parmi les 48 % d'actifs risqués détenus par les ménages, le ratio actions/obligations égalait 0,78.

Comment transposer ces résultats à la structure des portefeuilles d'actifs financiers des imposables à l'ISF ?

Intuitivement, il y a peu de chance pour que la part de l'actif sans risque soit aussi importante dans le patrimoine financier des imposables qu'en moyenne au niveau national. L'idée sous-jacente est que les plus fortunés ont un plus faible niveau d'aversion absolu au risque, du fait, précisément, de leur richesse. Ainsi, si l'on fait l'hypothèse que l'aversion absolue au risque décroît avec la richesse, et en conservant les autres hypothèses de base de la théorie moderne du portefeuille, la part d'actifs risqués doit croître avec le niveau de patrimoine. On peut alors raisonnablement considérer que la comptabilité nationale fournit une borne inférieure pour la part d'actifs risqués dans le patrimoine financier des imposables.

En revanche, il n'y a pas de raison particulièrement forte de douter que la répartition entre actions et obligations que décrit le compte financier soit sensiblement différente de l'allocation d'actifs risqués des contribuables à l'ISF. Comme on l'a vu, le théorème de séparation en deux fonds prédit que tous les investisseurs rationnels détiennent des actions et des obligations dans les mêmes proportions. Nous supposons donc que le théorème de séparation en deux fonds s'applique, et que les imposables à l'ISF ont un ratio actions/obligations égal à 0,78 en 1995.

Si jamais ce n'était pas le cas, quel genre d'erreur commettrait-on en procédant ainsi ? Le théorème de la séparation en deux fonds ne s'applique plus quand on relâche certaines

hypothèses standard du MEDAF. Or certaines de ses hypothèses ne s'appliquent pas. Par exemple, tous les actifs ne sont pas échangeables. C'est le cas en particulier le capital humain, qu'on peut approcher comme la valeur actuelle des flux de salaires futurs. On peut considérer que le capital humain est beaucoup moins variable que les actions, car les déterminants de son rendement (comme les dons innés) sont fixes. Or la valeur du capital humain diminue avec l'âge; en conséquence, pour maintenir un niveau constant d'exposition au risque, un individu doit réduire la part d'actions dans son portefeuille à mesure qu'il vieillit [Bodie et al., 1992]. Une règle informelle veut ainsi qu'un individu place en actions 100 % moins son âge de son portefeuille d'actifs risqués. Or l'âge moyen des contribuables à l'ISF étant de 66 ans<sup>11</sup>, l'application de cette règle grossière conduit à un ratio actions/obligations de 0,52. Il est donc possible qu'en raison de leur âge, le portefeuille d'actifs risqués des imposables ait été davantage tourné vers les obligations que vers les actions. Un autre élément va dans ce sens : l'exonération des biens professionnels. Pour tous les contribuables bénéficiant de cette exonération, le patrimoine total (i.e. y compris patrimoine professionnel) contient davantage d'actions<sup>12</sup> en proportion que le patrimoine taxable; ceci doit les conduire à investir moins dans des actions non exonérées, et davantage dans des actifs peu corrélés à leurs droits sociaux exonérés, comme les obligations. Pour ces deux raisons, il est envisageable que le ratio actions/obligations des imposables à l'ISF ait été en réalité inférieur à 0,78 en 1995. Mais comme nous n'avons pas d'élément de nature quantitative pour confirmer ou infirmer cette possibilité, nous conservons l'hypothèse que le théorème de séparation en deux fonds s'applique et donc que le ratio est le même pour les contribuables à l'ISF que pour l'ensemble des ménages.

La deuxième étape pour transcrire les résultats de la comptabilité nationale à l'assiette du patrimoine financier imposable à l'ISF consiste à traduire les renseignements sur la structure de l'assiette fournis par la DGI (cf. tableau 1.6 p. 21) en termes financiers et à les mettre en correspondance avec la répartition actif sans risque/actions/obligations décrite précédemment.

La DGI distingue trois éléments du patrimoine financier des redevables. Les droits sociaux sont les actions détenues par les contribuables de l'entreprise dans laquelle ils travaillent. Les liquidités incluent « les espèces, comptes courants, livrets de caisse d'épargne, bons du Trésor et d'épargne, bons de caisse, bons de capitalisation et tous les titres de même nature ». On peut les identifier à la somme numéraire et dépôt + titres de créances négociables et assimilés du compte financier des ménages, mais on ne peut pas les assimiler directement à l'ensemble des placements monétaires des imposables, en raison de l'absence des placements monétaires détenus indirectement par l'intermédiaire des OPCVM et assurances-vie auxquels ils souscrivent. La catégorie « valeurs mobilières » enfin inclut tous les types d'actifs (monétaires, obligataires et actions). Nous excluons les autres meubles (véhicules à moteur, meubles meublants, droits de propriété intellectuelle, chevaux, etc.) du patrimoine financier, qui s'élève donc au total en 1996 à 155,83 milliards d'euros.

---

<sup>11</sup>Chiffre cité par [Marini, 2008], et confirmé par le tableau B.9 p. 70.

<sup>12</sup>Au sens large : cotées, non cotées et autres participations.

Sur cette base, d'après les données de la DGI, les liquidités formaient 18,4 % de l'actif financier des imposables, alors que l'ensemble dépôts et numéraires + titres de créances et assimilés constituaient 40,6 % de l'actif financiers des ménages au niveau national.

A partir de ce constat, on peut élaborer trois scénarios.

1. Le premier scénario consiste à supposer que l'intégralité de la différence de placement *direct* en valeurs monétaires (i.e. non risquées) entre les contribuables à l'ISF et le Français moyen était compensé par un investissement *indirect* massif des imposables dans les placements monétaires à travers les OPCVM et les assurances-vie, de telle sorte qu'au total, la part des titres non risqués détenus directement et indirectement par les contribuables à l'ISF était égale à la part des titres non risqués détenus directement et indirectement par l'ensemble des ménages au niveau national, soit 51,8 % du patrimoine financier. La part des actions dans le patrimoine financier des imposables est alors égale à la « borne inférieure » définie plus haut. Autrement dit, dans ce premier scénario, les imposables à l'ISF avaient la même aversion au risque que la moyenne des ménages, donc détenaient la même proportion d'actifs risqués et non risqués (ainsi que la même proportion d'actions et d'obligations en vertu du théorème de séparation en deux fonds) ;
2. Le scénario central consiste à supposer que la différence d'investissement direct (en proportion) dans les placements monétaires entre les contribuables à l'ISF et la moyenne des ménages n'était pas compensée par un surinvestissement indirect des redevables dans ces placements. Simplement, les imposables investissaient indirectement autant dans des actifs monétaires, en proportion, que la moyenne des ménages, soit 9,6 % de leur patrimoine financier. Ces 9,6 % venaient s'ajouter aux 18,4 % de liquidités détenues directement, de telle sorte qu'au total le patrimoine financier des redevables était constitué à 28 % de placements monétaires. Autrement dit, les asujettis à l'ISF avaient une moins grande aversion pour le risque que la moyenne des ménages, ce qui se traduisait par une détention d'actif sans risque substantiellement plus faible (28 % contre 52 % au niveau national).
3. Le troisième scénario consiste à supposer que les redevables n'investissaient indirectement aucun euro dans des placements monétaires, de sorte que la part de l'actif non risqué dans leur patrimoine financier égalait la part des liquidités, soit 18,4 %. La part pour les placements actions qui en découle constitue à l'évidence une « borne supérieure » indépassable, sauf à revenir sur le ratio actions/obligations, donc sur le théorème de séparation en deux fonds. Dans ce scénario limite, les redevables à l'ISF ont une aversion pour le risque si faible qu'ils détiennent près de 82 % de leurs actifs financiers dans des produits risqués.

La structure du patrimoine financier des imposables impliquée par ces trois scénarios est décrite au tableau 2.5. La part des actions dans le portefeuille d'actifs financiers des redevables est comprise entre 21 % (borne inférieure) et 36 % (borne supérieure) ; dans le scénario central, les actions représentent un peu moins d'un tiers du patrimoine financier ; les obligations 40 % et les placements monétaires 28 %.

Il est intéressant de comparer ces différents scénarios aux données des *World Wealth Report* de Cap Gemini et Merrill Lynch. D'après le rapport pour l'année 1997, le pa-

TAB. 2.5: Trois scénarios sur la structure du patrimoine financier des imposable en 1995

	Placements monétaires	Placements obligataires	Placements actions
Borne inférieure	51,8 %	27,1 %	21,1 %
Scénario central	28,0 %	40,5 %	31,5 %
Borne supérieure	18,4 %	45,9 %	35,7 %

trimoine financier placé par les millionnaires européens dans leur pays domestique était à 36 % composé de produits à hauts rendements (actions, dérivés), et à 64 % composé d'obligations et de placements monétaires. Ces chiffres concordent parfaitement avec notre scénario central, dans la mesure où les indices boursiers mondiaux ont fortement monté en 1996 (+ 24 % pour le CAC40) et en 1997 (+ 30 %), ce qui a mécaniquement fait augmenter la part des placements actions dans le portefeuilles des ménages les plus fortunés. Les rapports des autres années montrent que la part des actions dans le patrimoine des millionnaires mondiaux a fluctué entre 20 % et 40 % au gré principalement de l'évolution des places boursières ; à la fin 1998 par exemple, après une troisième année boursière euphorique (+31 % pour le CAC40) la part des actions est estimée à 38 % ; en 2002, après l'éclatement de la bulle Internet, elle tombe à 20 %.

### 2.3 Trois scénarios d'évolution de la richesse financière

A présent qu'on dispose de trois hypothèses sur la composition du patrimoine financier des redevables à l'ISF, on peut étudier l'évolution de la valeur de ces patrimoines entre le 1er janvier 1995 et le 1er janvier 2006, ainsi, plus largement, que l'évolution de l'assiette des biens meubles imposables.

La méthode est la même que pour l'étude de l'évolution du patrimoine immobilier : elle consiste à appliquer à chaque type d'actif l'évolution de son indice de référence.

On fait l'hypothèse que les portefeuilles d'action se sont valorisés au même rythme que le CAC40<sup>13</sup>, et que l'ensemble des dividendes ont été touchés sous forme de revenus et non pas réinvestis. Le CAC40 a crû de 150,7 % entre le 1er janvier 1995 et le 1er janvier 2006<sup>14</sup>. En 2006 cependant, il restait inférieur à son sommet de septembre 2000 (6922 points).

Le marché de référence des obligations est celui des taux longs, conventionnellement considérés en France comme étant le taux des obligations assimilables du Trésor (OAT) d'échéance 10 ans. La valeur moyenne des taux longs pour une année est calculée comme la moyenne arithmétique des taux mensuels des emprunts d'Etat (TME) publiés par Ixis-

<sup>13</sup>Compte tenu du célèbre « biais domestique », les investisseurs achètent davantage d'actions dans leur pays de résidence qu'à l'étranger. Prendre pour indice de référence un indice européen ou mondial ne change pas véritablement la donne, compte tenu de la forte corrélation des principaux marchés d'actions.

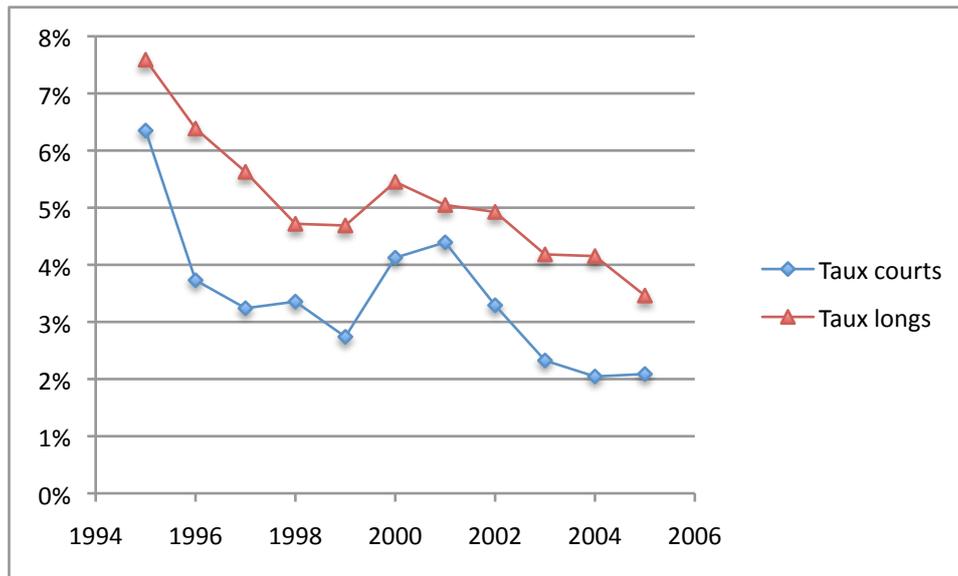
<sup>14</sup>Source : Euronext. Le cours retenu et le cours de clôture du dernier jour de cotation de l'année n-1.

CIB<sup>15</sup>.

Le marché de référence pour les placements monétaires est celui des taux courts, taux au jour le jour auquel les banques se prêtent des liquidités. La valeur moyenne des taux courts pour une année est calculée comme la moyenne arithmétique du taux moyen mensuel du marché monétaire (TMM<sup>16</sup>).

Le graphique 2.3 représente l'évolution des taux courts et longs ainsi définis.

FIG. 2.2: Evolution des taux d'intérêt



Pour calculer la valeur d'un investissements dans un produit obligataire, on suppose que l'ensemble des intérêts sont réinvestis. Plus précisément, on considère que l'épargnant achète chaque année une obligation au taux en vigueur (selon la définition précédente), la garde pendant un an, puis en achète une nouvelle au nouveau taux en vigueur en réinvestissant les intérêts perçus, et cela pour chaque année entre 1995 et 2005. On raisonne de même pour calculer la valeur d'un investissement dans un produit monétaire. Ainsi, un placement obligataire d'une valeur de 1 euro fin 1994 valait 1,73 fin 2005, et un placement monétaire d'une valeur de 1 euro valait 1,45.

La dernière étape consiste à opérer la jonction entre le patrimoine financier et le patrimoine mobilier au sens de l'administration fiscale. Pour cela, deux éléments posent problème :

1. Le traitement des liquidités. Jusqu'à présent, nous avons considéré que l'ensemble des actifs financiers étaient rémunérés, en particulier que les liquidités étaient rémunérés au taux sans risque (qu'on considère être le taux à court terme). Cependant, une partie de ce que les contribuables déclarent dans la case « liquidités » de

<sup>15</sup>C'est bien sûr une hypothèse simplificatrice, mais sans aucune importance pour nos calculs.

<sup>16</sup>Le TMM est lui même égal à la moyenne arithmétique des taux journalisiers EONIA, c'est-à-dire des taux au jour le jour du marché monétaire européens ; ces taux sont des taux moyens pondérés par les transactions déclarées par un échantillon représentatif d'établissements bancaires.

leur déclaration de fortune sont des fonds placés sur des comptes courants non rémunérés ; il semble donc excessif de considérer que chaque centime de patrimoine mobilier ait été rémunérée entre 1995 et 2006. On n'a pas de détail sur la part, au sein du patrimoine taxable déclaré en tant que « liquidités », des comptes courants non rémunérés et des produits produits rémunérés au taux à court terme (livrets et bons du Trésor détenus en main propre par les contribuables). Cependant, comme les livrets d'épargne rémunérés sont plafonnés (souvent à des niveaux faibles en comparaison du patrimoine des assujettis à l'ISF), nous considérons que 50 % des « liquidités » déclarées sont rémunérées au taux court, et 50 % sont non rémunérées. Ainsi, les liquidités représentant 10 % de l'assiette nette déclarée, cela signifie que le contribuable moyen en 1995, dont le patrimoine taxable net était de 1,6 million d'euros, disposait de 80 000 euros sur son compte courant. Cependant, afin de construire un scénario véritablement limite, nous supposons, pour le scénario « borne supérieure », que 100 % des liquidités étaient placés au taux à court terme.

2. Le traitement des « autres biens meubles », inclus dans le patrimoine mobilier au sens fiscal, mais qui ne constituent pas des actifs financiers. Ces autres biens meubles (voiture, yachts, jets, meubles précieux, chevaux, etc.), sont en réalité pour la plupart des biens de consommation (de luxe) ; nous considérons donc qu'ils ont crû comme l'indice des prix à la consommation (IPC), c'est-à-dire de 18,7 % entre 1995 et 2006.

TAB. 2.6: Trois scénarios de croissance du patrimoine mobilier des redevables

	Indice	Progression	Part des biens meubles déclarés		
			Borne inf.	Scénario central	Borne sup.
Droits sociaux	CAC40	150,7 %	3,9 %	3,9 %	3,9 %
Liquidités	Taux courts <sup>1</sup>	44,7 %	15,7 %	15,7 %	15,7 %
Valeurs mobilières					
<i>Placements monétaires</i>	<i>Taux courts</i>	44,7 %	28,5 %	8,2 %	0,0 %
<i>Placements obligataires</i>	<i>Taux longs</i>	72,9 %	23,2 %	34,6 %	39,2 %
<i>Placements actions</i>	<i>CAC40</i>	150,7 %	14,2 %	23,0 %	26,6 %
Autres meubles	IPC	18,7 %	14,6 %	14,6 %	14,6 %
<b>Croissance totale</b>			59,6 %	75,5 %	84,3 %

<sup>1</sup> Selon les scénarios.

Source : calculs de l'auteur.

Afin de calculer la progression de la valeur des actifs mobiliers détenus par chaque imposable, on raisonne comme pour les biens immobiliers : on suppose que la part, au sein du patrimoine mobilier, des liquidités, des valeurs mobilières, des droits sociaux et des autres biens meubles est constante pour chaque niveau de fortune (ce qui étend légèrement l'hypothèse de séparation en deux fonds), et on applique les coefficients multiplicatifs *ad hoc*. Ainsi, un euro de patrimoine mobilier en 1995 valait 1,596 euro dans notre scénario inférieur, 1,755 euro dans notre scénario central, et 1,843 au plus. Le tableau 2.6 récapitule les scénarios de croissance du patrimoine mobilier des assujettis à

l'ISF. Bien sûr, la part des actifs mobiliers croît avec la fortune, donc ces facteurs multiplicatifs s'appliquent, selon les imposables, à des fractions différentes du patrimoine taxable.

On dispose ainsi, pour chaque niveau de patrimoine taxable net en 1995 :

1. Du nombre de foyers fiscaux qui se situaient à ce niveau de richesse ;
2. De la part des actifs mobiliers et immobiliers dans leur patrimoine imposable à l'ISF ;
3. De l'évolution du prix des actifs immobiliers entre 1995 et 2006 ;
4. De trois scénarios d'évolution du prix des actifs mobiliers entre 1995 et 2006.

La dernière étape de ce mémoire consiste à multiplier chaque niveau de fortune par les facteurs multiplicatifs qui découlent de ces trois derniers éléments, et à en déduire une distribution théorique des patrimoines imposables à l'ISF s'il n'y avait pas eu de délocalisations fiscales entre 1995 et 2006.

## 3 Simulation de l'ISF en 2006

Trois simulations de la distribution « théorique » des patrimoines imposables à l'ISF en 2006 sont réalisées. L'application au patrimoine des assujettis en 1995 des facteurs multiplicatifs calculés dans le scénario central décrit à la partie 2 permet de reconstituer l'essentiel de la progression observée du nombre d'imposables et du produit de l'ISF entre 1995 et 2006. Nous simulons une multiplication du produit de l'ISF par 3,6 sur la période (contre 3,3 en réalité), et une multiplication du nombre de contribuables par 2,6 (contre 3,2 dans la réalité). L'essentiel de l'écart en termes d'effectif provient de la première tranche du barème. On compte également 5 000 « manquants » dans les trois dernières tranches, un chiffre qui peut être retenu comme ordre de grandeur des délocalisations entre 1995 et 2006, aux incertitudes près sur la méthode mise en oeuvre.

Afin d'encadrer ce résultat, la deuxième section présente deux scénarios-limite, construits sous des hypothèses extrêmes concernant la composition et donc l'évolution du patrimoine mobilier des imposables à l'ISF. Ils confirment que la progression simulée des effectifs et du produit de l'ISF est très proche de la progression effectivement constatée. Conditionnellement à la validité de notre méthodologie (qui est discutée point par point), on peut encadrer le nombre de délocalisations liées à l'ISF en 11 ans, compris entre 3 000 et 6 500.

La dernière section compare les résultats de ces simulations avec les quelques études qui ont été effectuées sur les délocalisations fiscales dues à l'impôt de solidarité sur la fortune. Nos simulations sont conformes aux chiffres produits par l'observatoire des délocalisations de la direction générale des impôts, et confirment que les flux d'exilés fiscaux sont modestes. Ils infirment en revanche les conclusions d'un récent rapport de l'Institut Montaigne<sup>1</sup> qui évaluait les pertes de recettes d'ISF dues aux délocalisations à 2 milliards d'euros en 2006, alors qu'elles ne dépassent pas, dans le pire des cas, 400 millions d'euros dans nos calculs.

### 3.1 Scénario central

Dans le scénario central, les assujettis à l'ISF en 1995 plaçaient, directement ou indirectement, 31,5 % de leur patrimoine financier en actions (qui sont supposées avoir crû au même rythme que le CAC40), 41 % en obligations (qui sont supposées s'être valorisées

---

<sup>1</sup> « Supprimer l'ISF pour faire payer les riches... en France! », *briefing paper* de l'Institut Montaigne, novembre 2007.

en suivant les taux longs), et le reste dans des placements monétaires (qui sont supposés s'être valorisés en suivant les taux courts) ainsi qu'en liquidités non rémunérées.

### 3.1.1 Présentation des résultats

Pour évaluer l'ampleur des délocalisations, nous appliquons les coefficients multiplicatifs qui découlent des hypothèses précédentes aux différents niveaux de fortune extrapolés en 1995. Le tableau 3.1 compare les résultats de ces simulations aux effectifs et produits d'ISF réels.

TAB. 3.1: Comparaison des effectifs et produits totaux simulés et réels - 2006

	1995	2006	Evolution	2006 simulé	Evolution
Effectifs	174 571	456 856	+ 161,7%	558 748	+ 220,1%
Recettes (millions d'€)	1 118	3 681	+ 229,2%	4 066	+ 263,7%

Le scénario central sur la composition (donc l'évolution) du patrimoine des imposables à l'ISF permet d'expliquer l'essentiel de la progression du produit d'impôt observée entre 1995 et 2006, et ce dans une période où les prix des actifs patrimoniaux, aussi bien mobiliers qu'immobiliers, ont évolué de façon spectaculaire. Ce fait permet d'exclure l'hypothèse que l'exode fiscal, les sous-déclarations et les non-déclarations réunies aient un impact massif sur les sommes d'ISF perçues par l'administration fiscale. Toutefois, les effectifs simulés ( $\times 2,6$  entre 1995 et 2006) sont davantage éloignés des effectifs réels ( $\times 3,2$  sur la période). 68 % de cet écart provient de la première tranche, dans laquelle le nombre de « manquants » est, à la fois en nombre et en proportion, sensiblement plus important que partout ailleurs dans la distribution.

Pour le voir, on découpe la distribution en trois groupes, et on compare les effectifs théoriques pour chaque groupe aux chiffres du Ministère de l'économie et des finances repris dans [Marini, 2007a]<sup>2</sup>. Les résultats de ces comparaisons sont indiqués au tableau 3.2

Le premier groupe correspond à la première tranche d'imposition. Dans nos simulations, aucun des contribuables de la première tranche n'était imposable en 1995 ; il s'agit de foyers fiscaux ayant profité à plein de l'appréciation de leur patrimoine immobilier. En retenant la même modélisation de l'évitement de l'impôt qu'en 1995<sup>3</sup>, on simule un nombre de redevables supérieur de 31 % au nombre effectivement constaté. Le phénomène de sous-déclaration apparaît ainsi encore plus massif en 2006 qu'en 1995 :

<sup>2</sup>Dans ce rapport, les effectifs de chaque tranche d'imposition ne sont pas exprimés en clair mais en pourcentage de l'effectif total (456 856) ; l'incertitude sur l'effectif de chaque tranche est de 0,1 %, nous arrondissons donc les effectifs (réels et simulés) au demi-millier le plus proche. Les deux seuls chiffres indiqués en clair dans le rapport sont le nombre d'imposables dans la dernière tranche ( $>15,53$  millions d'euros) et l'effectif total ; pour ceux-ci nous n'arrondissons pas.

<sup>3</sup>C'est-à-dire une densité du patrimoine déclaré plate entre le seuil d'imposition et le seuil + 300 000 euros (i.e. 1 050 000 €).

TAB. 3.2: Comparaison des effectifs simulés et des effectifs réels par groupe - 2006

M€	Effectifs simulés	Effectifs réels	Ecart
0,75-1,20	290 500	221 000	31 %
1,20-3,73	242 000	214 500	13 %
> 3,73	26 000	21 000	24 %
<i>Dont &gt; 15,53</i>	<i>1 699</i>	<i>1 442</i>	<i>18 %</i>
Total	558 748	456 856	22 %

au total, nous estimons à 200 000 environ le nombre de foyers théoriquement imposables à la première tranche de l'ISF en 2006 et ne déposant pas de déclaration, contre 50 000 en 1995<sup>4</sup>. Cette sous-déclaration massive peut s'expliquer de nombreuses façons. L'appréciation très rapide de l'immobilier sur la période a sûrement été mal prise en compte par les foyers à la limite du seuil d'imposition. Or, les contribuables théoriquement imposables dans la première tranche du barème n'étaient pas imposables en 1995 ; les services fiscaux ne disposent donc pas de déclaration de fortune préalable, et celles-ci sont utilisées de façon importante pour les contrôles fiscaux. On peut faire l'hypothèse que les ménages ne perçoivent qu'avec un certain retard les obligations déclaratives qui leur incombent, par exemple qu'ils ne répercutent dans leurs déclarations les variations de la valeur de leur patrimoine qu'un ou deux ans après qu'elles ont eu lieu.

Le second groupe correspond aux assujettis dont le patrimoine imposable appartient à la deuxième ou à la troisième tranche du barème ; il s'agit principalement de foyers fiscaux qui appartenaient à la première tranche d'imposition en 1995, ainsi qu'une grande partie des assujettis à la seconde tranche et quelques foyers situés juste en deçà du seuil d'imposition en 1995. Ces foyers possèdent en 2006 moins de 3,73 millions de patrimoine taxable, un chiffre qui nous semble trop peu élevé pour justifier une délocalisation fiscale. L'écart de 11 % entre l'effectif simulé et l'effectif réel peut s'expliquer par l'imprécision de notre méthodologie, qui tend probablement à surestimer l'effectif 2006 (cf. infra), ainsi que par l'extension des phénomènes de fraude au-delà de la première tranche du barème, par exemple pour des contribuables dont l'essentiel du patrimoine est constitué de biens immobiliers. On ne peut pas exclure que certains contribuables du deuxième groupe se soient délocalisés, par exemple dans le cadre de leur activité professionnelle. Quoiqu'il en soit, compte tenu des taux d'imposition en vigueur dans cette portion du barème, il est abusif de considérer que l'ISF est la cause de ces départs (si départs il y a bien eu).

Enfin, le troisième groupe rassemble les contribuables des trois dernières tranches d'imposition, dont le patrimoine taxable est supérieur à 3,73 millions d'euros. Nos simulations conduisent à un écart de 24 % entre l'effectif théorique et l'effectif réel du

<sup>4</sup>Ce chiffre est celui qui résulte de l'inflation de la distribution des patrimoines taxables 1995 extrapolée *sans modélisation de l'évitement* : la densité des patrimoine déclarés est supposée être parétienne, de mêmes coefficients avant la seconde tranche d'imposition et sur les tranches 2, 3 et 4 ; cette distribution est ensuite inflatée par les facteurs multiplicatifs décrits plus hauts, et l'effectif de la première tranche comparé à l'effectif réel.

troisième groupe. L'évitement ne peut certainement pas l'expliquer. On peut donc raisonnablement considérer que cet écart fournit un ordre de grandeur des flux d'exil fiscal. A l'incertitude sur la méthodologie près, 5 000 contribuables auraient modifié leur résidence fiscale à cause de l'ISF en 11 ans, soit environ 1 % des assujettis, ou encore 0,1 % des redevables qui auraient quitté le territoire nationale chaque année.

Au sein du troisième groupe, les contribuables de la dernière tranche d'imposition (i.e. dont le patrimoine taxable dépassait 15,53 millions d'euros) semblent, en proportion, avoir moins quitté le territoire national ; on peut estimer à 250 environ le nombre de personnes de la dernière tranche qui en 11 ans se seraient délocalisés pour raisons fiscales. Ceci représente 18 % de l'effectif de la dernière tranche, soit sensiblement moins que la proportion d'imposables du troisième groupe qui ont probablement changé leur domicile fiscal pour fuir l'ISF (24 % ; mais il n'est pas possible de savoir si cet écart est significatif au regard de la méthodologie mise en oeuvre). Les comportements d'exil fiscal n'auraient donc pas concerné exclusivement les plus fortunés, mais également, et semble-t-il davantage en proportion, des redevables qui n'étaient pas concernés par le taux le plus élevé du barème.

Les projections de recettes fiscales théoriques en 2006 pour chaque groupe sont indiquées dans le tableau 3.3<sup>5</sup>, qui prend en compte les coûts des différentes réductions d'assiette votées en 2003 et en 2005 (pactes d'actionnaires, exonération pour les investissements directs dans les PME, exonération de 75 % des titres détenus par les salariés dans leur entreprise), ainsi que celui du plafonnement, tels qu'estimés par l'annexe voie et moyens du projet de loi de finances 2006.

TAB. 3.3: Comparaison des produits simulés et des produits réels par groupe - 2006

Millions d'€	Produit simulé	Produit réel
0,75-1,20	330	285
1,20-3,73	1 740	1 695
> 3,73	2 400	1 695
<i>Dont &gt;15,53</i>	<i>1 031</i>	<i>590</i>
<i>Plafonnement</i>	-300	
<i>Pactes d'actionnaires</i>	-75	
<i>Mandataires</i>	-25	
<i>PME</i>	-3	
Total	4 066	3 681

Comme il est difficile d'imputer avec précision le bénéfice de ces réductions à chacun des trois groupes, il n'est pas possible de distinguer avec pertinence les groupes pour

<sup>5</sup>Les évaluations de recettes fiscales par tranche proviennent du même rapport que les effectifs ([Marini, 2007a]). Elles y sont présentées en pourcentage du produit total, qui dans l'annuaire statistique de la DGI est indiqué être égal à 3,681 milliards d'euros. Les chiffres par tranche ne sont donc connus qu'à 0,1 % près, pour cette raison nous les arrondissons, ainsi que les chiffres simulés, à la demi-dizaine de millions d'euros près ; en revanche pour le produit total (réel et simulé) nous gardons les chiffres au million près.

lesquels l'écart entre produit réel et produit simulé est le plus important – en particulier, on ne peut pas calculer directement les pertes dans le troisième groupe, c'est-à-dire le manque à gagner probable des délocalisations. On peut simplement procéder par encadrement : en calculant l'écart entre le produit simulé total et les recettes réelles totales, on majore les pertes fiscales dans le troisième groupe, en imputant l'ensemble des nouvelles exonérations et du plafonnement aux contribuables du troisième groupe, on les minore ; ainsi, en supposant que l'ensemble de l'écart entre produit simulé et produit réel dans le troisième groupe est dû à l'exil fiscal, le coût budgétaire des délocalisations apparaît compris entre 300 et 385 millions d'euros, soit moins de 10 % du produit total de l'ISF. Si l'on met en rapport ces chiffres avec l'ordre de grandeur du nombre d'exilés simulé, cela signifie que la perte de recette fiscale moyenne par exilé est comprise entre 60 000 et 770 000 euros. En supposant que le taux moyen auquel ils étaient imposés était de 1 %, compte tenu du plafonnement, le patrimoine taxable moyen des exilés est compris entre 6 et 7,7 millions d'euros ; cela tendrait à confirmer que les redevables choisissant de délocaliser leur résidence fiscale n'appartiennent pas seulement, loin s'en faut, aux deux dernières tranches d'imposition.

Afin de se faire une idée de la dynamique de la distribution théorique, nous faisons tourner une simulation intermédiaire pour l'année 2000. Les résultats agrégés sont reproduits au tableau 3.4, et les effectifs désagrégés en trois groupes au tableau 3.5<sup>6</sup>.

TAB. 3.4: Comparaison des effectifs et produits totaux simulés et réels - 2000

	1995	2000	Evolution	2006 simulé	Evolution
Effectifs	174 571	244 656	+ 40,1%	283 270	+ 62,3%
Recettes (millions d'€)	1 118	2 237	+ 100,1%	2 641	+ 136,2%

TAB. 3.5: Comparaison des effectifs simulés et des effectifs réels par groupe – 2000

2006	Effectifs simulés	Effectifs réels	Ecart
0,72-1,16	138 053	113 209	22 %
1,16-3,59	127 359	116 325	9 %
> 3,59	17 858	15 122	18 %
<i>Dont &gt; 15,24</i>	<i>1 536</i>	<i>1 232</i>	<i>25 %</i>
Total	283 270	244 656	16 %

Bien que nous soyons en 2000 au sommet de la bulle Internet, nos simulations reproduisent toujours bien à la fois le nombre de contribuables ( $\times 1,6$  dans nos simulations ;  $\times 1,4$  en réalité) et le produit d'ISF ( $\times 2,36$  dans nos simulations ;  $\times 2$  en vrai).

<sup>6</sup>Les effectifs réels reproduits dans ce tableau sont extraits de [Marini, 2004], un rapport dans lequel ils sont indiqués en clair. Nous les reproduisons donc à l'unité près, ainsi que les effectifs simulés. Cependant, l'effectif total indiqué dans [Marini, 2004] (i.e. 244 656) est différent du nombre total d'imposables que la direction générale des impôts transcrit dans son annuaire statistique (246 735)...

De plus, si 5 000 foyers ont véritablement délocalisé leur résidence fiscale entre 1995 et 2006, alors à peine plus de 2 500 seraient partis entre 1995 et 2000, ce qui semble indiquer un flux de départs constant sur la période, d'environ 450 par an. Cependant, les plus fortunés seraient partis entre 1995 et 2000 : à l'inverse de ce qu'on observe en 2006, c'est en effet dans la dernière tranche d'imposition que l'effectif simulé est le plus éloigné, en proportion, de l'effectif réel (écart de 25 %, contre un écart de 18 % dans le troisième groupe regroupant les trois dernières tranches d'imposition). Ainsi, il n'est pas impossible que les phénomènes d'exil se soient diffusés : après avoir concerné en priorité les foyers fiscaux les plus fortunés à la fin de la décennie 1990, ils auraient davantage concerné, entre 2000 et 2005, des imposables relevant des quatrième et cinquième tranches d'imposition du barème. Une intuition que confirme la simulation des pertes fiscales par exilé, sensiblement plus importantes en 2000 qu'en 2006. Toutefois, les évaluations de pertes de produit en 2000 ont toutes les chances d'être surestimées. Au sommet de la bulle Internet en effet, il y a fort à parier que les actions non cotées étaient déclarées bien en-dessous de la valeur de leurs homologues cotées, dans la mesure où les contribuables ont dans une certaine mesure le choix de la technique de valorisation pour estimer le prix de leurs actions non cotées ; cette optimisation fiscale n'est pas prise en compte dans nos simulations, dans lesquelles on suppose que toutes les actions, cotées et non cotées, se sont appréciées comme le CAC40.

Plus généralement, plusieurs éléments peuvent biaiser vers le haut comme vers le bas nos estimations. La section suivante les examine et évalue leur importance potentielle.

### 3.1.2 Des résultats sous-estimés ?

Deux éléments peuvent *a priori* contribuer à une sous-estimation des effectifs et produits théoriques.

Tout d'abord, nous supposons que la structure du portefeuille d'actifs financiers des redevables ne s'est déformée que sous l'effet de la valorisation plus ou moins rapide des différents types d'actifs – donc au profit des actions, et au détriment des obligations et des placements monétaires. Or, d'autres facteurs déterminent la modification de la composition des portefeuilles. Les ménages les plus fortunés peuvent avoir une gestion active de leur patrimoine, et, compte tenu du fait qu'ils sont mieux informés, procéder à de nombreuses réallocations de leurs placements [Peress, 2004]. Ces réallocations ont pu être encouragées par les transformations de l'industrie de la gestion d'actifs, notamment l'essor des placements alternatifs. Le *World Wealth Report* regroupe, sous cette appellation, les placements en produits structurés, les investissements dans les *hedge funds* et les fonds de *private equity*, dans les matières premières (y compris métaux précieux), dans les monnaies étrangères et dans les « investissements de passion », comme l'art, les voitures de course, etc. Autre transformation, qui ne concerne pas que les ménages les plus fortunés : le développement des contrats d'assurance-vie multi-supports. Dans un contrat traditionnel en euro, le capital est garanti : les sommes versées ne peuvent pas baisser et sont revalorisées chaque année d'un intérêt. Un contrat multi-support est constitué d'un fonds en euro et de différentes unités de comptes, qui peuvent être des actifs financiers de tout type (en particulier des actions) ; les sommes investies sur les

unités de compte ne sont pas garanties et présentent donc un risque pour le souscripteur. Le développement de l'assurance-vie multi-support a pu favoriser une augmentation des placements actions.

Dans le scénario central, le patrimoine financier des redevables était placé en 1995 à 28 % dans des produits monétaires, à 40,5 % dans des obligations, et à 31,5 % dans des actions (*cf.* tableau 2.5). Compte tenu de l'évolution de chacun de ces placements, les actions prennent la première place dans leur portefeuille 2006 simulé (41,7 %), devant les obligations (37,0 %) et les placements monétaires (21,4 %). Dans le *World Wealth Report*, la part des actions dans le patrimoine des millionnaires mondiaux est évaluée à 30 %, et celle des investissements alternatifs à 20 %, mais ceux-ci recourent une partie des « autres valeurs mobilières » déclarées par les redevables à l'ISF ; ainsi, la part de 40,5 % pour les actions ne semble pas très éloignée du total actions + investissements alternatifs hors « investissements de passion » (qu'on peut assimiler aux autres biens meubles de l'assiette ISF) du *World Wealth Report*. Dans l'ensemble, on peut douter que la part d'actifs très risqués dans le portefeuille des redevables à l'ISF ait significativement dépassé 40 % en 2006 ; mais si tel est jamais le cas, c'est capturé par notre scénario-limite supérieur dans lequel la part des actions en 2006 est de 46,2 %. Malgré l'essor des fonds alternatifs, il semble également improbable que les placements actions des contribuables aient battu, en moyenne, le CAC40 sur une période de 11 ans.

La seconde source de sous-estimation potentielle réside dans le non prise en compte des foyers fiscaux s'exilant avant de devenir imposables à l'ISF. Le cas typique toujours mis en avant est celui d'un entrepreneur dont l'ensemble du patrimoine est composé de biens professionnels ; il est exonéré d'ISF au titre de l'outil de travail. S'il souhaite revendre son entreprise ou quitter son poste de dirigeant (parce qu'il souhaite prendre sa retraite, ou parce qu'il souhaite lancer une nouvelle activité), il devient imposable à l'ISF, un impôt qui s'ajoute à la taxation des plus-values réalisées lors de la cession. Pour cette raison, l'entrepreneur peut être incité à quitter le territoire national avant de céder ces parts, donc avant l'augmentation subite de son patrimoine imposable. Si son patrimoine taxable était inférieur à 1,85 millions d'euros en 1995, il n'apparaît pas dans notre décompte des exilés fiscaux.

Cette objection est valide dans son principe. En pratique, de nombreux éléments suggèrent qu'elle a de faibles conséquences. Tout d'abord, on peut douter qu'il existe de nombreux foyers fiscaux qui possèdent à la fois un patrimoine professionnel suffisamment important pour justifier une délocalisation fiscale, mais un patrimoine imposable suffisamment faible (< 1,85 millions d'euros) pour qu'ils n'apparaissent pas dans notre décompte des exilés fiscaux ; ce ratio patrimoine professionnel / patrimoine taxable ne peut concerner que de jeunes contribuables ayant rapidement fait fortune, et probablement pas d'anciens entrepreneurs qui se délocalisent au moment de prendre leur retraite, et qui au cours de leur carrière ont accumulé un patrimoine personnel. En outre, la création des pactes d'actionnaires en 2003 a largement rendu caduque le motif d'expatriation pour perte de l'exonération liée à l'outil de travail ; or ces pactes ont rencontré un succès certain puisque 9,5 milliards d'euros de patrimoine mobilier faisaient l'objet d'un engagement collectif de conservation en 2006 [Marini, 2008]. Enfin, les délocalisations de foyers fiscaux non imposables à l'ISF au moment de la cession de leur patrimoine profes-

sionnel ont pu être mesurées par la Direction générale des impôts lorsque l'*exit tax* était en vigueur, c'est-à-dire de 1999 à 2004. Les contribuables modifiant leur résidence fiscale avaient en effet l'obligation de déclarer les plus-values latentes sur leur patrimoine au moment de quitter le territoire national (article 167-bis du CGI), avant que cette disposition ne soit invalidée par un arrêt de la Cour de justice des communautés européennes. D'après le Conseil des impôts [2004], la prise en compte de ces départs par l'observatoire des délocalisations du ministère des finances ne changeait pas l'ordre de grandeur des flux d'exilés fiscaux.

### 3.1.3 Des résultats sur-estimés ?

A l'inverse, un certain nombre d'hypothèses faites au cours des simulations peuvent contribuer à sur-estimer le nombre d'exilés fiscaux et les pertes fiscales afférentes.

Tout d'abord, l'intégralité des revenus des placements monétaires et obligataires des contribuables est supposée avoir été capitalisée. Or, on peut envisager que ces revenus aient en réalité été consommés, auquel cas on surestimerait l'évolution de la valeur des placements monétaires et obligataires.

Pour apprécier la pertinence de cet argument, prenons un exemple. En 2006, le contribuable moyen de la dernière tranche d'imposition ( $> 15,53$  millions d'euros) détient environ 30 millions d'euros de patrimoine<sup>7</sup>. Il doit s'acquitter au titre de l'ISF de 468 050 euros. Supposons que l'ensemble de ses revenus soient des revenus du patrimoine taxés au prélèvement libératoire de 16 % en vigueur en 2006<sup>8</sup>, par exemple des intérêts d'obligations. Au titre de ses revenus 2006, le contribuable peut bénéficier du bouclier fiscal si le total ISF + IR + impôts locaux sur la résidence principale excède 60 % de ses revenus<sup>9</sup> ; c'est le cas si le rendement de son patrimoine (en l'occurrence les intérêts de son portefeuille d'obligations) a été inférieur à 3,55 % sur l'année<sup>10</sup>. Or les taux longs européens étaient en moyenne de 3,86 % en 2006<sup>11</sup> et les taux longs français en moyenne à 3,8 %. Le ministère de l'économie, des finances et de l'emploi a estimé à 909 le nombre de contribuables ayant plus de 15 millions d'euros de patrimoine concernés par la version 2006 du bouclier fiscal<sup>12</sup>. Si ce chiffre est vrai, il signifie que le rendement du patrimoine de près de 2/3 des contribuables à la dernière tranche de l'ISF aurait été en 2006 sensiblement inférieur aux taux longs, qui étaient par ailleurs à un niveau historiquement bas.

Ce constat peut être expliqué de deux façons. Soit les intérêts n'ont pas été versés mais capitalisés, par exemple sur des contrats d'assurance-vie. Comme les plus-values ne sont taxées que lors du rachat des contrats<sup>13</sup>, elles ne sont pas comptées comme revenu

---

<sup>7</sup>Cela revient à considérer que le coefficient de Pareto est environ égal à 2 dans la dernière tranche, ce qui était le cas en 1995, cf. annexe D.

<sup>8</sup>Il a été porté à 18 % en 2008.

<sup>9</sup>En 2007, le bouclier fiscal a été abaissé à 50 % et l'ensemble des prélèvements sociaux y ont été intégrés.

<sup>10</sup>On néglige les impôts locaux.

<sup>11</sup>Taux de référence à 10 ans des emprunts d'Etat, source : Banque centrale européenne.

<sup>12</sup>Cf. Marini [2008, p. 116]

<sup>13</sup>A l'exception des cotisations sociales qui sont calculées chaque année pour les contrats en euro.

imposable. De la même façon, les redevables les plus fortunés ont pu investir directement dans des actions ne versant pas ou peu de dividende, mais sur lesquels ils ont accumulé des plus-values importantes, un revenu (latent) qui n'est pas imposé. L'hypothèse selon laquelle l'ensemble des gains des placements (sauf les dividendes) sont capitalisés sort renforcée.

Alternativement, si l'ensemble des gains ont été versés sous forme de revenus (ce qui implique en particulier que toutes les actions achetées au premier janvier ont été vendues au 31 décembre), alors les rendements des patrimoines des plus fortunés apparaissent ridiculement faibles, compte tenu de l'évolution du marché boursier en 2006 (+ 18 % pour le CAC 40).

La première hypothèse semble bien plus plausible ; elle peut se comprendre bien sûr comme une stratégie d'accumulation patrimoniale, mais aussi comme une technique d'optimisation fiscale, visant à minorer au maximum le quotient revenu imposable / patrimoine, afin de bénéficier du bouclier fiscal et, avant lui, du plafonnement de l'ISF.

Le deuxième argument suggérant une sur-estimation des résultats a déjà été exposé dans la deuxième partie de ce mémoire (p. 32 et 33). C'est l'argument selon lequel, compte tenu de leur âge moyen (66 ans), les contribuables à l'ISF ont un portefeuille financier composé d'actifs moins risqués (i.e. davantage d'obligations, en proportion, que d'actions ; ou parmi les actions davantage d'actions défensives « de bon père de famille » que d'actions spéculatives, etc.) que le ménage moyen. Si cet argument est vrai, alors nous sur-estimons légèrement l'appréciation du patrimoine financier des redevables.

Le troisième argument a trait à la prise en compte des abattements votés à partir de 2002 (pactes d'actionnaires, etc.). Ces abattements sont pris en compte lors du calcul du produit théorique de l'ISF, mais pas au moment du calcul du nombre théorique d'imposables, car on ne peut pas facilement imputer le bénéfice de ces niches à une catégorie particulière de la distribution. Or, il est parfaitement envisageable que ces abattements aient transféré certains contribuables des trois dernières tranches du barème vers les trois tranches inférieures, auquel cas nous ne devrions pas les compter comme exilés fiscaux. Si c'était le cas cependant, l'écart entre l'effectif simulé du deuxième groupe et l'effectif réel augmenterait, et l'on serait en droit d'envisager la possibilité que des contribuables du deuxième groupe se soient exilés.

Le quatrième argument tient à la façon générale dont nous raisonnons. Projeter une distribution 1995 en 2006 suppose implicitement une certaine forme d'invariance de la distribution : les plus riches sont restés les plus riches (pas de choc idiosyncratique) ; chaque décédant a été remplacé par un unique héritier de même patrimoine. Or, en raison de l'imposition des héritages, cette dernière hypothèse semble peu réaliste, et en raison de l'âge moyen des contribuables, ses conséquences sont potentiellement non négligeables.

Enfin, il faut bien souligner que l'écart entre produit d'ISF simulé et produit réel n'est qu'un majorant très grossier des pertes fiscales dues aux délocalisations, car il mesure également le coût des sous-déclarations de patrimoine des assujettis, ainsi que celui des non-déclarations de foyers fiscaux théoriquement imposables mais ne déposant pas de déclaration. A cela s'ajoute le fait que le chiffrage des niches fiscales par les annexes voies et moyen des projets de loi de finance est incertain.

Dans l'ensemble, le biais nous semble davantage aller dans le sens de la surestimation. Cependant, nous ne disposons pas d'éléments quantitatifs suffisants pour chiffrer cette surestimation probable. Par ailleurs, compte tenu du caractère « sensible » des questions liées à l'ISF et aux délocalisations, il est utile d'avoir un scénario limite, afin de mettre une borne supérieure à un phénomène souvent représenté comme massif. La section suivante analyse ce scénario limite supérieur, et le scénario symétrique inférieur<sup>14</sup>.

## 3.2 Deux scénarios limite

### 3.2.1 Borne supérieure

Dans le scénario-limite supérieur, les assujettis à l'ISF en 1995 plaçaient, directement ou indirectement, 35,7 % de leur patrimoine financier en actions (qui sont supposées avoir crû au même rythme que le CAC40), 46 % en obligations (qui sont supposées s'être valorisées en suivant les taux longs), et le reste dans des placements monétaires (qui sont supposés s'être valorisés en suivant les taux courts). *Toutes* les liquidités déclarées étaient supposées placées au taux à court terme.

TAB. 3.6: Simulations 2006 - scénario supérieur

	1995	2006	Evolution	2006 simulé	Evolution
Effectifs	174 571	456 856	+ 161,7%	576 648	+ 230,3%
Recettes (millions d'€)	1 118	3 681	+ 229,2%	4 302	+ 284,8%

Construit à partir d'hypothèses extrêmes sur la détention d'actif sans risque, donc sur l'évolution de la valeur du patrimoine mobilier imposable, ce scénario débouche sur des résultats tout à fait comparables à ceux du scénario central. Nous simulons une multiplication du produit de l'ISF par 2,8 entre 1995 et 2006, contre une multiplication par 2,3 constatée (et 2,6 dans le scénario central); de même, nous simulons une multiplication du nombre d'imposables par 3,3 (contre 3,2 dans le scénario central, et 2,6 dans la réalité). En désagrégant ces résultats par groupe comme précédemment, et en interprétant l'ensemble de l'écart d'effectif dans le dernier groupe comme de l'exil fiscal, ce scénario indique que 6 500 foyers fiscaux au maximum se sont délocalisés dans les trois dernières tranches de l'ISF entre 1995 et 2006 (tableau 3.7). Pour le reste, on retrouve les mêmes éléments que dans le scénario central : sur l'ensemble de la période, ce ne sont pas les contribuables de la dernière tranche qui auraient le plus fui l'ISF en proportion; le nombre total de foyers fiscaux évitant l'ISF au niveau du seuil d'imposition est évalué à un petit plus de 200 000 (80 000 de plus que si les comportements d'évitement n'avaient pas changé de nature depuis 1995). Dans ce scénario-limite, les pertes de recettes fiscales dues aux délocalisations, aux sous-déclarations et aux non déclarations sont légèrement inférieures à 600 millions d'euros. En effectuant une simulation intermédiaire en 2000,

<sup>14</sup>Si notre méthodologie surestime structurellement les effectifs et produits simulés, le scénario limite supérieur fournit bien une borne supérieure indépassable, mais le scénario inférieur ne constitue pas un véritable plancher.

on retrouve la diffusion mise en évidence plus haut des comportements d'exil fiscal (le patrimoine moyen des exilés diminue), mais le rythme des délocalisations apparaît en diminution entre 1995 et 2006 : 4 000 foyers se seraient exilés entre 1995 et 2000, et 2 500 entre 2001 et 2006. La raison en est que l'an 2000 représente le pic boursier, et que ce scénario survalorise le poids des actions.

TAB. 3.7: Borne supérieure pour le nombre d'exilés fiscaux en 2006

2006	Effectifs simulés	Effectifs réels	Ecart (%)
0,75-1,20	298 500	221 000	35 %
1,20-3,73	250 500	214 500	17 %
> 3,73	27 500	21 000	31 %
<i>Dont &gt; 15,53</i>	<i>1 821</i>	<i>1 442</i>	<i>26 %</i>
Total	576 648	456 856	26 %

### 3.2.2 Borne inférieure

Dans le scénario inférieur, les actions ne représentent que 21 % du patrimoine financier des redevables, les obligations 27,1 % et les placements monétaires 52 %. Sous ces hypothèses, nous simulons une multiplication du nombre d'imposables par 3,05 (contre 2,6 en réalité) et quasiment le même produit d'ISF que dans la réalité ( $\times 3,3$  entre 1995 et 2006).

Ceci peut s'expliquer de deux façons. Tout d'abord il est possible que la quasi-totalité de l'effectif « manquant » appartienne en réalité au bas de la première tranche d'imposition. Si tel est le cas, on peut à la fois avoir un écart significatif entre effectif simulé et effectif réel, sans écart significatif entre produit simulé et produit réel, car les contribuables en bas du barème ne contribuent que marginalement au produit de l'ISF.

Cependant, en désagrégeant les résultats par groupe (tableau infra), nous trouvons qu'un peu moins de 3 000 redevables « manquent » encore dans le troisième groupe (i.e. dans les trois dernières tranches du barème). Ce qui suggère une seconde explication à ces résultats : il est probable que la méthode employée surestime structurellement l'effectif simulé en 2006, par exemple parce qu'elle ne rend pas bien compte de la forme de la densité des patrimoines en dessous du premier seuil d'imposition à l'ISF. Aucune information précise n'est disponible sur la répartition des patrimoines entre 300 000 et 690 000 euros en 1995. Nous avons supposé que la densité des patrimoines suivait sur cet intervalle une loi de Pareto de mêmes coefficients que dans la première tranche du

TAB. 3.8: Simulations 2006 - scénario inférieur

	1995	2006	Evolution	2006 simulé	Evolution
Effectifs	174 571	456 856	+ 161,7%	533 104	+ 205,4%
Recettes (millions d'euros)	1 118	3 681	+ 229,2%	3 733	+ 233,9%

barème, mais il n'y a aucun moyen de confirmer cette hypothèse, qui a des implications importantes sur les effectifs simulés dans les premières tranches de l'ISF 2006.

TAB. 3.9: Borne inférieure pour le nombre d'exilés fiscaux – 2006

2006	Effectifs simulés	Effectifs réels	Ecart (%)
0,75-1,20	279 000	221 000	26 %
1,20-3,73	230 000	214 500	7 %
> 3,73	24 000	21 000	14 %
<i>Dont &gt; 15,53</i>	<i>1 532</i>	<i>1 442</i>	<i>6 %</i>
Total	<i>533 104</i>	<i>456 856</i>	<i>17 %</i>

Pour résumer, trois faits apparaissent robustes aux différentes spécifications de la composition du patrimoine mobilier des assujettis à l'ISF :

1. Compte tenu de l'évolution spectaculaire des patrimoines, les simulations d'ISF en 2006 reproduisent remarquablement bien les produits d'impôt réellement versés, ce qui permet d'exclure que les délocalisations fiscales, les sous-déclarations et les non-déclarations aient un impact majeur pour les finances publiques. Au total, on peut estimer que ces trois phénomènes coûtent environ 400 millions en pertes de recettes d'ISF, soit environ 10 % du produit de cet impôt.
2. Les différentes simulations indiquent que le nombre de contribuables à l'ISF aurait dû être légèrement plus important en 2006 qu'il ne l'a réellement été. Une partie de cet écart peut s'expliquer par des départs de contribuables dans les trois dernières tranches du barème, que nous interprétons comme de l'exil fiscal motivé par l'ISF (entre 3 000 et 6 500 départs en 11 ans, soit des flux d'exil de l'ordre de 0,1 % des contribuables par an).
3. Ces flux, en termes d'effectifs, sont négligeables par rapport au nombre de foyers fiscaux théoriquement imposables dans la première tranche et ne déposant pas de déclaration : l'essentiel de l'écart entre les effectifs simulés et les effectifs réels provient de contribuables « manquants » dans la première tranche du barème, ce qui peut s'expliquer par le fait que les contribuables ne perçoivent qu'avec retard les obligations contributives qui leur incombent compte tenu de la forte volatilité du prix des actifs patrimoniaux entre 1998 et 2006.

Ces résultats (à l'exception du troisième pour lequel aucune étude n'existe à notre connaissance) sont tout à fait similaires à ceux trouvés par l'administration fiscale avec une méthodologie différente. La dernière section examine plus en détail les points de convergence et de divergence avec les études consacrées aux délocalisations des imposables à l'ISF.

### 3.3 Comparaison avec les autres études

Très peu d'études ont été consacrées aux délocalisations fiscales dues à l'ISF. L'observatoire des délocalisations de la direction générale des impôts produit des chiffres qui

sont parfois repris dans des rapports publics ([Marini, 2004], [Conseil des impôts, 2004], [Marini, 2007a], [Marini, 2007b], [Marini, 2008]), suggérant que les flux de délocalisations et les pertes de recettes fiscales sont limités. Cette appréciation a été contestée par un récent rapport de l'institut Montaigne, qui estime que les pertes de recettes d'ISF liées aux départs de contribuables fortunés ont été de 2 milliards d'euros en 2006, ainsi que par de nombreux « reportages » qui suggèrent que l'exil fiscal dû à l'ISF est un phénomène massif.

Notre évaluation centrale du nombre de délocalisations fiscales (5 000 en 11 ans) est du même ordre de grandeur que celle de l'observatoire de la DGI. Depuis 1997, l'observatoire a enregistré 4 661 départs ; en supposant qu'autant de contribuables ont quitté le territoire national en 1995 et 1996 qu'en 1997 (i.e. 370), on arrive au chiffre de 5 401 départs sur la période 1995-2006, soit environ 0,1 % des contribuables par an, et 1 % des contribuables en 11 ans. Notre estimation centrale est ainsi très légèrement inférieure à celle de l'observatoire, mais d'un ordre de grandeur tout à fait comparable. Or les deux évaluations reposent sur des méthodes totalement différentes. L'observatoire de la DGI suit en effet individuellement les redevables à l'ISF modifiant leur domicile fiscal, à partir des déclarations de fortune personnelles, alors que notre raisonnement est purement théorique, puisque nous n'avons pas accès au fichier des déclarations individuelles.

Certaines incertitudes subsistent sur la méthodologie de l'observatoire, dans la mesure où elle n'est connue qu'indirectement, à travers les rapports publics qui citent ses productions. En particulier, on ne sait pas si le nombre de retours est comptabilisé<sup>15</sup>. Il semble, en tout état de cause, que les flux présentés dans les différents rapports du Sénateur Marini soient des flux de départ bruts, ce qui est susceptible d'expliquer le léger décalage entre notre évaluation et celle de l'observatoire, et leur divergence sur la question de l'accélération des départs.

Dans les chiffres de l'observatoire cités dans [Marini, 2008], le nombre de délocalisations fiscales semble en effet avoir brutalement augmenté à partir de 2004 (368 départs en 2003, 568 en 2004, 666 en 2005 et 843 en 2006 selon un chiffre encore partiel). Cette flambée n'est pas confirmée par notre évaluation centrale, qui suggère qu'autant de redevables auraient quitté le territoire national entre 1995 et 2000 qu'entre 2001 et 2006 (2500). Par ailleurs, on ne comprend pas ce qui aurait pu motiver une telle hausse des départs, l'année 2003 marquant le début des réductions d'assiette qui ont substantiellement réduit la base de l'ISF (réduction pour investissement dans les PME, pactes d'actionnaires, puis exonération des titres des salariés dans leurs entreprises, élargissement de l'exonération pour les pactes d'actionnaires). En 2006, le bouclier fiscal s'appliquait pour la première fois ; or, on l'a vu, son effet sur les redevables les plus fortunés est très important. La prise en compte des retours par l'observatoire est probablement de nature à rendre totalement convergent notre diagnostic avec celui de la DGI.

En revanche, si notre diagnostic diverge sur la question de l'accélération des départs, il converge – avec toutes les précautions méthodologiques de rigueur<sup>16</sup> – avec celui de

---

<sup>15</sup>C'est le cas d'après le Conseil des impôts [2004], mais [Marini, 2008] soutient le contraire.

<sup>16</sup>Compte tenu de la démarche mise en oeuvre, il est impossible de savoir si, au-delà des apparences, les écarts entre effectifs réels et effectifs simulés sont significativement différents d'un groupe à un autre.

l'observatoire sur la question de la diffusion des comportements d'exil à des franges moins fortunées des redevables. Analysant les chiffres fournis par l'observatoire pour son rapport consacré à la concurrence fiscale, le Conseil des impôts [2004] écrit que « les délocalisations se seraient diffusées au cours de ces dernières années vers des personnes de moins en moins fortunées. En effet, le montant moyen des bases imposables des redevables à l'ISF se délocalisant a été divisé par deux entre les années 1997-1998 et les années 2000-2001, alors même que les cours boursiers moyens doubleraient au cours de la même période. ». Ainsi en 1997, l'observatoire compte 370 départs, et évalue les pertes de bases imposables mobilières en résultant à 2,21 milliard d'euros ; ceci signifie que l'exilé moyen avait 6 millions d'euros de valeurs mobilières imposables, ce qui, compte tenu de la part des biens meubles dans le patrimoine total, correspond à un patrimoine taxable net d'environ 7,5 millions d'euros ; en 2001 ce chiffre serait tombé à un peu moins de 5 millions d'euros. Ce constat, convergent avec celui que font apparaître nos simulations sur la taille des patrimoines qui se sont délocalisés respectivement entre 1995 et 2000 et entre 2001 et 2006, suggère que le phénomène de délocalisation fiscale s'est probablement étendu au cours de la période à des patrimoines de niveau un peu moins important.

En matière de pertes de recettes fiscales, nos simulations (un peu moins de 400 millions de manque à gagner en recettes d'ISF) sont supérieurs aux chiffres produits par l'observatoire (150 millions d'euros de pertes de recettes d'ISF en 2006 dues aux délocalisations de la période 1997-2006). La raison en est, comme on l'a souligné, que nos simulations de pertes ne permettent pas de distinguer le coût des délocalisations et le manque à gagner dû à la sous-déclaration d'éléments de patrimoine difficilement contrôlables, comme l'immobilier et les actions non cotées, ainsi que les pertes dues à l'évitement de l'impôt (non déclarations des redevables à proximité du seuil d'imposition). En retenant les chiffres de l'observatoire pour les pertes de recettes, et compte tenu du fait que notre évaluation du nombre d'exilé est identique, on peut considérer que le coût des sous-déclarations et de l'évitement est de l'ordre de 220 millions d'euros. Si comme nous le pensons 200 000 foyers fiscaux théoriquement imposables dans la première tranche n'ont pas déposé de déclaration de fortune en 2006, les non-déclarations représentent à elles seules un manque à gagner d'environ 100 millions d'euros<sup>17</sup>. Au total, les pertes de recettes fiscales dues aux délocalisations (180 millions), aux sous-déclarations non redressées (120 millions), et aux non-déclarations (100 millions) ne représentent qu'environ 10 % du produit de l'ISF en 2006. Ce chiffre majoré probablement la réalité, compte tenu des différents indices suggérant que notre méthodologie surestime structurellement les effectifs et produits théoriques 2006.

Si les simulations présentées dans ce mémoire confirment donc dans l'ensemble les informations fournies par l'observatoire des délocalisations, à l'exception de l'accélération des flux de départ depuis 2004, elles infirment les analyses de la note de l'Institut Montaigne consacrée aux exilés fiscaux qui cherchait comme nous le faisons à évaluer un produit d'ISF théorique à partir de l'évolution du patrimoine des ménages. Dans ce rapport, l'Institut Montaigne estimait les pertes de recettes d'ISF dues aux délocalisations

---

<sup>17</sup>En 1995, nous comptons 50 000 contribuables manquants dans la première tranche, pour un manque à gagner de 25 millions d'euros, cf. tableau 1.5 p. 19.

à plus de 2 milliards d'euros pour l'année 2006, et avançait que « 130 milliards d'euros de patrimoines redevables à l'ISF seraient probablement sortis du pays entre 1997 et 2006 ». Ces chiffres sont très éloignés de notre scénario-limite supérieur et peuvent donc être considérés comme totalement irréalistes.

Il est difficile de savoir exactement quels sont les calculs réalisés par les auteurs. Leur méthode n'est pas précisément documentée. Pour calculer un produit théorique d'ISF compte tenu de l'évolution de la valeur des actifs patrimoniaux, le patrimoine moyen d'un redevable est supposé avoir crû de 114 % entre 1997 et 2006, ce qui est à la fois plus que la croissance du CAC40 du 1er janvier 1997 au 1er janvier 2006 (+ 103,5 %<sup>18</sup>), plus que l'augmentation des prix de l'immobilier du 4e trimestre 1996 au 4e trimestre 2005 (+ 113,5 %<sup>19</sup>) et bien plus que la croissance du patrimoine financier non placé en actions, qui représente pourtant l'essentiel du patrimoine financier ! De plus, la forme parétienne de la distribution des patrimoines taxables n'est pas prise en compte : en supposante (implicitement) que la densité est plate, on surestime évidemment et le nombre d'exilés et les pertes de recettes fiscales induites.

Par ailleurs, tout chiffrage des pertes de base fiscale est par définition hasardeux : il se heurte notamment aux faits que les biens professionnels ne sont pas déclarés, et que les actifs immobiliers ne sont pas délocalisables. Pour donner un ordre de grandeur, on peut supposer que le taux moyen d'imposition du patrimoine des exilés fiscaux était de 1 %, auquel cas les pertes de bases fiscales sont comprises entre 15 et 30 milliards d'euros (selon l'importance des sous-déclarations) dans notre scénario central en 11 ans (et non pas 130 milliards en 9 ans), un chiffre conforme à celui de l'observatoire (20 milliards entre 1997 et 2006). Cependant, tous les raisonnements en terme de pertes de base sont hautement spéculatifs compte tenu des « trous de l'assiette », des multiples exonérations, du plafonnement, et de la mauvaise connaissance par l'administration fiscale du patrimoine professionnel ; ils sont d'un intérêt réduit.

Chiffrer les pertes de recettes fiscales pour les autres impôts est encore plus difficile. Pour l'Institut Montaigne, ces pertes (directes et indirectes) seraient de l'ordre de 15 milliards d'euros en 2006, car les exilés fiscaux seraient « les plus entreprenants et les plus susceptibles d'investir ». En réalité, rien ne permet de confirmer ni d'invalider cette prémisse. Qui sont les expatriés ? L'âge moyen des redevables est de 66 ans, mais d'après l'observatoire des délocalisations, l'âge moyen des exilés est de 54 ans [Marini, 2008]. Il s'agit à peu près des seules données publiques. Au-delà de l'étude quantitative que nous avons réalisée, une étude qualitative est donc nécessaire, si l'on veut dresser un tableau global de l'impact économique des délocalisations.

---

<sup>18</sup>Source : Euronext, cours de clôture du dernier jour de cotation de l'année n-1.

<sup>19</sup>Source : Indice notaires-Insee, corrigé des variations saisonnières.

## 4 Conclusion

Selon nos estimations, les recettes d'ISF aurait dû être multipliées par 3,6 entre 1995 et 2006, un chiffre très proche de celui qui a été constaté ( $\times 3,3$ ). Pour parvenir à ce résultat, nous avons reconstitué la distribution complète des patrimoines taxables en 1995 à partir de données fiscales par tranche d'imposition. Puis nous avons estimé l'évolution théorique du patrimoine imposable des redevables entre 1995 et 2006 dans un contexte d'envolée du prix des actifs (bulle boursière, puis bulle immobilière). Nous avons estimé de la même façon que le nombre de contribuables à l'ISF aurait dû être multiplié par 3,2 sur la période, contre 2,6 en réalité. L'essentiel de cet écart s'explique par des non-déclarations dans la première tranche d'imposition. Il « manque » également 5 000 contribuables dans les trois dernières tranches du barème (ménages ayant un patrimoine supérieur à 3,73 millions d'euros), un chiffre modeste qui peut être retenu comme ordre de grandeur des délocalisations fiscales sur la période 1995 – 2006. Environ 0,1 % des contribuables à l'ISF se seraient ainsi délocalisés chaque année. Aucun élément probant ne semble indiquer une accélération des départs sur la période.

Bien qu'ils restent contenus, les flux d'exil fiscal sont un indice parmi d'autres du fait que le consentement à l'ISF est faible. Certains assujettis sous-déclarent une partie de leur patrimoine taxable, sans être toujours redressés par l'administration fiscale. De plus, selon nos calculs, environ 200 000 foyers fiscaux théoriquement imposables dans la première tranche du barème – compte tenu notamment de l'envolée de l'immobilier – n'auraient pas déposé de déclaration de fortune en 2006. Ceci ne signifie pas forcément qu'ils fraudent délibérément l'ISF, mais plus probablement qu'ils ne perçoivent qu'avec retard les obligations déclaratives qui leur incombent dans un contexte de forte volatilité des prix des actifs patrimoniaux.

Notre technique d'estimation seule ne permet pas d'isoler les pertes fiscales dues aux délocalisations proprement dites de celles dues aux sous-déclarations et aux non déclarations. Nous chiffrons le manque à gagner total à 400 millions d'euros au maximum dans notre scénario central (180 millions pour les délocalisations, 120 millions pour les sous-déclarations et 100 millions pour les non déclarations). Cette somme représente environ 10 % des recettes de l'ISF en 2006, ce qui est très loin des chiffres parfois avancés dans le débat public. L'Institut Montaigne chiffrerait ainsi en 2007 les pertes de recettes d'ISF 2006 dues aux délocalisations ayant eu lieu entre 1997 et 2006 à 2 milliards d'euros – un chiffre qui surestime d'après nous la réalité d'un facteur 10.

Partant du constat que le consentement à l'ISF est faible, trois réformes différentes sont en général proposées. La première consiste à supprimer l'ISF, et à le remplacer par une tranche supplémentaire d'impôt sur le revenu (IR) [Le Cacheux et Saint-Etienne,

2005]. La seconde consiste à le simplifier, en diminuant ou supprimant les nombreux abattements et exonérations ainsi que les mécanismes de plafonnement, et en abaissant les taux marginaux d'imposition [Conseil des impôts, 1998]. La troisième consiste à conserver son principe actuel mais à modifier la définition des revenus entrant dans le calcul du plafonnement/bouclier [Sterdyniak, 2007].

La première réforme a l'avantage de la simplicité. Les déclarations de fortune peuvent être vécues comme particulièrement intrusives par les contribuables, ce qui alimente la fuite et les sous-déclarations. Taxer les richesses au moment de leur création, *via* un impôt sur le revenu simplifié et prélevé à la source, clarifierait considérablement le système fiscal. Pour conserver le caractère redistributif de l'ISF cependant, il faudrait soumettre l'ensemble des revenus du patrimoine au barème progressif de l'IR. Or c'est le chemin inverse qui est emprunté, puisqu'à compter de 2007 le prélèvement libératoire est étendu aux dividendes.

Par ailleurs, cette réforme suppose que seul le revenu au sens fiscal doit être pris en compte pour mesurer la capacité contributive des ménages à la solidarité nationale. A l'opposé, le principe de l'ISF est que le revenu au sens de l'IR est loin d'épuiser la capacité contributive. Les propriétaires de leur habitation se versent un revenu fictif. Les actionnaires accumulent des plus-values qui ne sont pas considérées comme un revenu fiscal. La croissance de la valeur des actifs patrimoniaux a renforcé l'importance de ces revenus non fiscaux. Or, l'application des mécanismes de type plafonnement/bouclier revient à considérer que ces revenus n'existent pas. Il en résulte une diminution parfois considérable de l'ISF dû, malgré l'enrichissement de l'imposable – un enrichissement considéré sans cause, donc non taxé.

C'est pourquoi la deuxième réforme propose la suppression du plafonnement (donc du bouclier fiscal). Cette solution aurait elle aussi l'avantage de la clarté, car elle ôterait un système particulièrement complexe, qui a fait le bonheur des conseillers en optimisation fiscale. L'ISF retrouverait ainsi sa fonction originelle, qui est d'empêcher l'accumulation de patrimoine improductif. Il forcerait en effet les détenteurs de gros patrimoines à investir leurs avoirs dans des placements qui génèrent des flux de revenus suffisants pour pouvoir acquitter l'impôt, c'est-à-dire dans des capitaux utiles socialement. La suppression des niches permettrait de réduire la discrimination entre les différentes catégories de patrimoine. En contrepartie, une baisse des taux serait nécessaire, afin de mettre en conformité le barème avec la rentabilité réelle du patrimoine sur longue période. La troisième réforme est dans son principe identique à la seconde, mais consiste à intégrer les plus-values latentes et les loyers fictifs dans le revenu pris en compte pour le calcul du plafonnement (donc en toute logique du bouclier fiscal).

La question de l'ISF est ainsi étroitement liée à celle de la taxation des revenus. Faut-il taxer le patrimoine ou les revenus du patrimoine ? Plus largement, faut-il imposer le patrimoine des vivants ou le patrimoine des décédants (ou aucun des deux) ? Ces questions restent encore totalement ouvertes à l'heure actuelle. Si la théorie économique a en effet produit un modèle élaboré et opérationnel de la taxation optimale du revenu, elle reste encore largement inaboutie sur la question de la taxation du patrimoine [Piketty, 2008].

# A Caractéristiques de l'ISF

L'impôt de solidarité sur la fortune (ISF) est un impôt redistributif sur le patrimoine payé par les foyers fiscaux<sup>1</sup> détenant un patrimoine net taxable supérieur à 770 000 euros (seuil au 1er janvier 2008). Son assiette est relativement étroite, en raison principalement de l'exonération des biens professionnels (1). Ses taux sont à l'inverse élevés, en comparaison des taux pratiqués par les autres pays disposant d'un impôt comparable, mais leur niveau effectif est réduit, pour les plus fortunés, par le plafonnement (et plus récemment par le bouclier fiscal) (2). Le fonctionnement réel de l'ISF est pour cette raison particulièrement opaque, le plafonnement étant lui-même plafonné (3).

## A.1 Assiette

L'assiette de l'ISF est constituée de la valeur nette, au 1er janvier de l'année d'imposition, du patrimoine du redevable et de son foyer fiscal. Les biens retenus sont tous les biens mobiliers et immobiliers possédés, ainsi que les biens grevés d'usufruit à la suite d'une mutation à titre gratuit<sup>2</sup>.

### A.1.1 Un impôt déclaratif

L'ISF est un impôt déclaratif : il appartient aux personnes concernées de faire elles-mêmes une estimation détaillée de la valeur de leurs biens au 1er janvier, de calculer le montant de l'impôt et d'envoyer leur déclaration, accompagnée du chèque, à la Direction générale des impôts (DGI). La valeur du patrimoine est déterminée par le redevable sous sa responsabilité. Par exemple, la valeur vénale des immeubles correspond au prix auquel ils auraient pu être normalement négociés au 1er janvier de l'année d'imposition, l'évaluation pouvant être opérée par comparaison (prix des transactions d'immeubles similaires), par réajustement d'une valeur antérieure ou, pour l'évaluation des immeubles de rapport, par la capitalisation des loyers ressortant de l'analyse du marché locatif local.

Des méthodes particulières sont utilisées dans certains cas spécifiques. Ainsi, pour estimer la valeur de son portefeuille d'actions de sociétés cotées, le contribuable a le choix entre l'évaluation au dernier cours connu au 1er janvier de l'année d'imposition et la moyenne des trente derniers cours précédents cette date. De même l'évaluation des meubles meublants peut se faire,

---

<sup>1</sup>La notion de foyer fiscal est légèrement différente de celle qui est prise en compte pour l'impôt sur le revenu. Les couples de concubins non pacsés sont imposés ensemble sur la totalité de leur patrimoine (afin d'éviter des séparations pour raisons fiscales), et le patrimoine des enfants majeurs n'est pas pris en compte pour l'ISF, même s'ils sont rattachés au foyer fiscal pour l'impôt sur le revenu.

<sup>2</sup>Ils doivent, sauf exception, être déclarés pour leur valeur en pleine propriété dans le patrimoine de l'usufruitier, à concurrence de la fraction du bien faisant l'objet de l'usufruit.

au choix, soit par le prix d'une vente publique, soit par l'estimation résultant d'un inventaire détaillé notarié ou établi par le redevable tous les trois ans, soit par l'application d'un forfait de 5 % à l'ensemble de l'actif brut (le « forfait mobilier »), soit par une évaluation globale en un seul chiffre, sans qu'il soit besoin d'indiquer la nature et la valeur de chaque objet. Dans la pratique, la dernière solution est le plus souvent retenue ; le forfait mobilier ne représentait en 1995 que 0,2% de l'assiette brute de l'ISF.

Sur le patrimoine brut ainsi évalué s'impute le passif déductible. Il s'agit des dettes et des impositions dont le fait générateur est antérieur au 1er janvier de l'année d'imposition. Les imposables peuvent ainsi déduire les emprunts, découverts bancaires et comptes débiteurs ; les dettes envers des prestataires de services ou des entrepreneurs de travaux ; et les dettes fiscales : l'impôt sur le revenu, la taxe d'habitation, les impôts fonciers, ainsi que l'impôt de solidarité sur la fortune lui-même<sup>3</sup>.

### A.1.2 De nombreuses exonérations

De nombreuses exonérations réduisent l'assiette au départ très large de l'ISF. La principale est celle qui porte sur les biens professionnels. D'autres exonérations moins importantes existaient depuis 1989. Les mesures d'exonération se sont multipliées à partir de 2003.

L'IGF créé en 1982 prévoyait de taxer les biens professionnels. Mais cette taxation ne fut en réalité pas mise en oeuvre, au motif qu'il ne fallait pas peser sur l'industrie française à un moment où elle était confrontée aux effets d'une concurrence internationale accrue, et son principe ne fut pas repris lors de la création de l'ISF. Pour bénéficier de l'exonération, les biens peuvent être détenus par un membre de la famille (compte tenu de l'imposition par foyer fiscal). Le contribuable doit y avoir sa profession à titre principal. Pour les entreprises soumises à l'impôt sur les sociétés, les titres sont exonérés si le contribuable exerce une fonction de direction (gérant de SARL, PDG, directeur général, membre du directoire, président du conseil de surveillance, associé en nom), procurant plus de la moitié des revenus, et si le titulaire détient plus de 25 % du capital de la société. Pour les sociétés soumises à l'impôt sur le revenu, il suffit que le redevable exerce dans la société son activité professionnelle principale (aucun seuil de détention minimal de capital n'est exigé). Les biens nécessaires à l'exercice d'une profession industrielle, commerciale, artisanale, agricole ou libérale sont considérés comme biens professionnels. Les loueurs en meublés professionnels sont exonérés d'ISF quand les loyers représentent plus de 50 % des ressources totales. Les contribuables peuvent transmettre la nue-propiété des titres en conservant l'usufruit ; les titres ainsi détenus en usufruit conservent leur caractère de biens professionnels exonérés à hauteur de la valeur en nue-propiété sous certaines conditions.

On le voit, l'exonération des biens professionnels est particulièrement complexe. Elle s'accompagne d'un certain nombre d'effets pervers [Conseil des impôts, 2004] :

1. Le critère de détention de 25 % du capital désincite les dirigeants à s'ouvrir à des capitaux extérieurs, par peur que leur part diluée tombe sous le seuil fatidique des 25 % ; ceci peut priver des entreprises en forte croissance de capitaux nécessaires.

---

<sup>3</sup>Il est à noter que les dettes concernant les biens partiellement exonérés ne sont déductibles que dans la même proportion que la valeur des biens soumis à l'ISF. Ainsi en toute logique, seuls 70 % des dettes contractées pour l'acquisition d'une résidence principale peuvent être déduites de l'actif brut, puisqu'un abattement de 30 % s'applique sur la valeur de la résidence principale.

2. Le critère de l'activité principale rend difficile la transmission des fonctions de direction dans les entreprises, puisque les dirigeants ayant passé la main deviennent imposables ; ceci conduit les dirigeants à poursuivre leur activité professionnelle au-delà de l'âge qui pourrait être celui de la retraite, et incite à la mise en place de fonctions de direction fictives.
3. L'exonération génère un nombre de contentieux élevé entre l'administration fiscale et des contribuables tentant de requalifier des biens personnels (comme des actifs immobiliers et les comptes courants d'associés) en biens professionnels.

La création des pactes d'actionnaires en 2003 répondait en partie à ces critiques ; la « Loi pour l'initiative économique » a en effet attribué un abattement de 50 % sur la valeur des actions qui font l'objet d'un engagement collectif de conservation d'une durée d'au moins six ans. Comme le souligne le Conseil des impôts [2004], « Cette situation remédie à un certain nombre des effets pervers identifiés ci-dessus, au prix d'une discrimination de plus en plus grande entre les diverses catégories de patrimoine ».

L'engagement des signataires doit porter sur au moins 20 % du capital de la société s'il s'agit d'une société cotée (34 % pour une société non cotée) ; l'un des associés signataires du pacte doit exercer dans cette société une fonction de dirigeant. Le principe des pactes d'actionnaires (i.e. exonérer des actionnaires « stables ») a été élargi par une loi qui s'est appliqué pour la première fois en 2006. Désormais, les parts et actions détenues dans leur société par les salariés, anciens salariés retraités et les mandataires sociaux sont exonérées d'ISF à hauteur de 75 %, sous réserve qu'ils conservent leurs titres pendant au moins 6 ans. Par souci de cohérence, l'abattement applicable sur la valeur des titres compris dans les « pactes d'actionnaire » a été à l'occasion porté de 50 à 75 %.

Les oeuvres d'art et les objets de collection constituent le second élément de patrimoine notable exonéré d'ISF. Cette exonération est motivée par le souci de garder les oeuvres d'art sur le territoire national, afin de protéger le patrimoine culturel. Dans la pratique, elle bénéficie probablement aux détenteurs de patrimoine les plus importants ; elle ne garantit pas que les oeuvres ne quittent pas le territoire national.

Les bois et forêts, ainsi que les parts de groupements forestiers, lorsqu'ils ne sont pas considérés comme des biens professionnels, bénéficient d'une exonération partielle correspondant aux trois quarts de leur valeur, sous certaines conditions d'exploitation. De même, les biens ruraux loués par bail à long terme et les parts de groupements fonciers agricoles (GFA) sont exonérés d'ISF à hauteur des trois quarts de leur valeur, si la valeur totale des biens loués ou des parts détenues n'excède pas 76 000 euros, et à hauteur de 50 % au-delà. Ces exonérations sont justifiées par le fait que ces actifs sont d'un rendement plus faible que les autres actifs patrimoniaux, et moins liquides. Deux éléments qui sont pourtant normalement déjà intégrés dans la valeur de marché de ces actifs.

Depuis 2004 (loi Dutreil), les titres reçus en contrepartie d'une souscription au capital d'une PME (de moins de 250 salariés, avec un chiffre d'affaires inférieur à 50 millions d'euros) sont totalement exonérés d'ISF. Pour ouvrir droit à cet avantage fiscal, l'investissement doit être réalisé soit lors de la création de la société (participation au capital initial), soit au cours de son développement (prise de parts quand la société augmente son capital). L'idée consistait à favoriser l'accès au capital des PME naissantes n'intéressant pas les investisseurs. Point important : l'investissement devait être réalisé de façon directe (ou par l'intermédiaire de fonds d'investissement de proximité), de façon à favoriser l'accompagnement des PME naissantes par les contribuables fortunés.

Cette mesure a été considérablement élargie à l'été 2007 : désormais les investissements indirects, par l'intermédiaire des véhicules traditionnels de capital-risque et de capital-investissement, ainsi que via des holdings, sont également exonérés, dans la limite de 50 000 euros par an. Cet élargissement modifie largement la logique initiale, puisque les fonds ont toutes les chances d'investir non pas dans les entreprises rationnées, mais dans les firmes les plus dynamiques qu'ils financent déjà. Cette mesure était chiffrée dans le projet de loi de finances 2008 à 380 millions d'euros, mais à l'occasion du bilan de la loi TEPA la 21 août 2008, Bercy estimait son coût à 600 millions.

La loi TEPA, outre le relèvement de l'abattement sur la résidence principale de 20 % à 30 %, a également instauré une déduction pour les dons à des organismes d'intérêt général (fondations, entreprises adaptées ou d'insertion, Agence nationale de la recherche, organismes de recherche publics ou privés d'intérêt général et à but non lucratif, établissements d'enseignement supérieur ou artistique...) : l'ISF peut être déduit à hauteur de 75 % des dons, dans la limite de 50 000 euros par an (mesure chiffrée à 160 millions d'euros).

Les deux dispositifs peuvent être cumulés mais la réduction d'ISF est limitée à 50 000 euros par an, ce qui correspond à l'ISF dû par un redevable détenant un patrimoine taxable de 5,7 millions d'euros.

Il faudrait ajouter à ce rapide panorama de nombreuses autres exonérations mineures : les placements financiers des personnes physiques qui n'ont pas en France de domicile fiscal, les véhicules de collection, les droits de la propriété littéraire, artistique et industrielle, la valeur de capitalisation des rentes viagères constituées dans le cadre d'une activité professionnelle, les stock-options tant que l'option n'est pas levée ; etc.

TAB. A.1: Evolution du coût des différentes exonérations et abattements de l'ISF

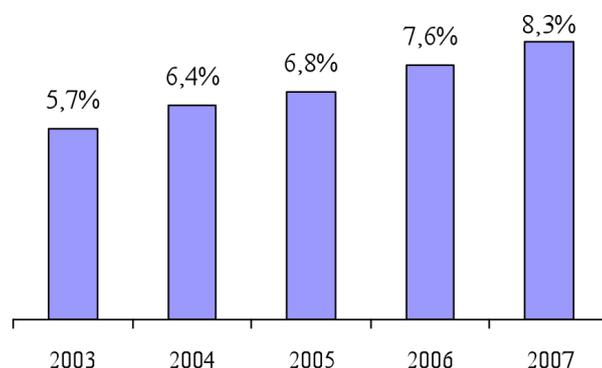
M€	Bois & forêts	PME (Dutreil)	Pactes d'actionnaires	Mandataires sociaux	Enfants	Plafonnement	20% résidence principale	Investissement PME	Dons
1990	12	-	-	-	7	122	-	-	-
1991	11	-	-	-	6	119	-	-	-
1992	12	-	-	-	7	116	-	-	-
1993	11	-	-	-	7	149	-	-	-
1994	11	-	-	-	7	150	-	-	-
1995	12	-	-	-	8	235	-	-	-
1996	12	-	-	-	8	155	-	-	-
1997	12	-	-	-	8	183	-	-	-
1998	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1999	27	-	-	-	9	227	79	-	-
2000	29	-	-	-	11	255	95	-	-
2001	32	-	-	-	12	289	107	-	-
2002	30	-	-	-	12	295	120	-	-
2003	35	-	-	-	15	270	130	-	-
2004	35	€	20	-	15	290	140	-	-
2005	40	2	40	-	20	300	145	-	-
2006	40	2	80	25	20	nc	nc	-	-
2007	40	2	75	25	20	nc	nc	-	-
2008	35	2	75	25	20	nc	nc	380	160

Source : annexes voies et moyens des projets de loi de finance. Les chiffres pour l'année n sont sauf exception tirés des PLF de l'année n+2.

On le voit, l'assiette de l'ISF a progressivement été réduite au cours des 5 dernières années. Le tableau A.1 récapitule le coût pour les finances publiques de ces différentes exonérations, telles que les annexes Voies et moyens des projets de loi de finance les évaluent depuis 1990. A partir du PLF 2006, le coût du plafonnement n'est plus chiffré, tout comme l'abattement (de

20 % à partir de 1996 et de 30 % à partir de 2008) sur la résidence principale. Le graphique ci-dessous montre la progression des bases exonérées.

FIG. A.1: Bases exonérées connues en % des bases taxables totales – 2007



Source : *ministère du budget, des comptes publics et de la fonction publique*

Source : [Marini, 2008]

Le Conseil des impôts a souligné à plusieurs reprises qu'un élargissement de l'assiette est nécessaire. « L'exclusion de certains actifs patrimoniaux de l'assiette de l'impôt de solidarité sur la fortune introduit un traitement inéquitable entre les citoyens. Elle est en outre source d'inefficacités économiques dans la mesure où (...) elle peut contribuer à orienter les choix d'investissements des ménages vers les biens exonérés et être à l'origine de distorsion dans l'allocation des actifs patrimoniaux » [Conseil des impôts, 1998]. Un tel élargissement devrait s'accompagner, dans leur scénario, d'une baisse des taux de l'ISF, notamment de ceux des dernières tranches d'imposition.

## A.2 Taux

Les taux de l'ISF n'ont pas connu de grands bouleversements depuis la recréation de cet impôt en 1989. Une majoration exceptionnelle de 10 % du produit de l'impôt était en vigueur de 1995 à 1998, avant d'être intégrée au barème en 1998 (tableau A.2). Une réduction de 150 € pour enfant à charge est appliquée. Entre 1997 et 2002, le barème n'a pas été indexé sur l'inflation.

TAB. A.2: Barème de l'ISF en 2008

Tranche (M€)	Taux marginal
0,77-1,24	0,55%
1,24-2,45	0,75%
2,45-3,85	1,00%
3,85-7,36	1,30%
7,36-16,02	1,65%
> 16,02	1,80%

Pour juger du caractère élevé ou non des taux d'imposition, il faut comparer les taux moyens au rendement réel du patrimoine imposable. Sur très longue période, le rendement réel des actifs est du même ordre de grandeur que le taux de croissance du PIB. On peut cependant raisonnablement supposer que les ménages les plus fortunés peuvent tirer de meilleurs rendements de leur patrimoine, en ayant accès à des placements plus nombreux et diversifiés. Pour se faire une meilleure idée du poids réel de l'ISF, il peut être utile de convertir le taux moyen sur le patrimoine en taux moyen sur les revenus du patrimoine, et cela sous différentes hypothèses concernant les taux de rendement. En 2008, un contribuable disposant d'un patrimoine taxable de 10 millions d'euros et n'ayant aucun enfant à charge doit s'acquitter de 114 850 euros d'ISF, soit un taux moyen d'un peu moins de 1,15 %, avant prise en compte du plafonnement. Si le rendement de son patrimoine est de 3 %, cela représente  $114\,850 / (0,03 \times 10\,000\,000) = 38,28$  % de ses revenus. Supposons que ces derniers soient exclusivement formés de dividendes, et que le rendement de 3 % considéré soit net d'impôt sur les sociétés. Depuis 2008, les dividendes peuvent être taxés, au choix du redevable, au taux forfaitaire de 18 % (+ 11 % de prélèvements sociaux), ou selon le barème progressif de l'impôt sur le revenu (+ prélèvements sociaux). On peut facilement montrer que pour 300 000 euros de revenus, la première solution est préférable à la seconde. Le taux moyen d'imposition des dividendes net d'IS s'élève donc à  $38,28$  (ISF) + 18 (prélèvement libératoire) + 11 (prélèvements sociaux) = 67,28 %. Le plafonnement ne joue pas, mais le bouclier fiscal s'applique : l'impôt total dû ne peut excéder 50 % des revenus, donc 150 000 euros, contre 201 840 euros avant application du bouclier (nous passons sous silence la taxe d'habitation et la taxe foncière) ; si on l'impute entièrement à l'ISF, le bouclier fiscal réduit la cotisation d'ISF due à 63 010 euros, soit 21 % des revenus.

Dans notre exemple, le bouclier fiscal continue à jouer jusqu'à un rendement du patrimoine de 5,46 % (toujours sous l'hypothèse qu'il s'agit d'un portefeuille boursier versant des dividendes considérés nets d'impôt sur les sociétés) ; au-delà il ne s'applique plus et l'on peut apprécier le poids de l'ISF plus directement. Ainsi, pour un taux de 6 %, le montant d'ISF dû représente 19,14 % des revenus.

Avant l'existence du bouclier fiscal, le poids de l'ISF pour un contribuable dépendait donc de façon cruciale de la rentabilité de son patrimoine – ce qui correspond à l'une des raisons d'être de cet impôt : forcer les détenteurs de gros patrimoines à placer efficacement leurs capitaux. Le mécanisme du plafonnement ne jouait que pour des taux de rentabilité très bas (inférieurs à 2 % environ pour un patrimoine de 10 000 000 €). L'ISF pesait lourdement sur les imposables situés juste en dessous du seuil du plafonnement (c'est-à-dire pour ceux dont le patrimoine rapportait à peine plus de 2 %), ainsi que pour ceux dont le plafonnement était limité, et qui disposaient d'un patrimoine à la rentabilité quasi-nulle. On devrait donc observer des flux de départ importants les années où la rentabilité du capital s'est effondrée, comme en 2001 et 2002, l'acceptabilité de l'ISF décroissant avec la chute du taux de rendement du patrimoine. En 1998, après l'effondrement de l'immobilier et la baisse du CAC40 entre 1990 et 1995, le Conseil des impôts préconisait une baisse des taux d'imposition (mais un élargissement de l'assiette) : « Le niveau des taux doit être en cohérence avec le rendement réel des actifs sur très longue période (...). C'est pourquoi, il est recommandé que le taux supérieur du barème de l'ISF ne dépasse pas 1 % » [Conseil des impôts, 1998].

## A.3 Plafonnement

Principale innovation par rapport l'IGF, le total formé par l'ISF, l'impôt sur le revenu (y compris prélèvements sociaux et CSG-CRDS depuis un jugement du TGI de Paris<sup>4</sup>) dû au titre d'une année ne peut excéder 85 % des revenus nets imposables au titre de l'année précédente<sup>5</sup>.

Les revenus retenus sont les revenus au sens fiscal, ce qui a plusieurs conséquences. Le loyer implicite que se versent les propriétaires ne sont pas pris en compte, tout comme les plus-values latentes, les revenus capitalisés dans des assurances-vie ou des Sicav. Les déficits fonciers, les déficits d'activités et les moins-values (réalisées) peuvent être déduites du revenu déclaré, de telle sorte que le revenu total peut être négatif ou nul. Toutes ces spécificités alimentent autant d'effets pervers du plafonnement, et font que de très gros patrimoines peuvent optimiser suffisamment leurs revenus pour bénéficier du plafonnement et réduire sensiblement leur cotisation d'ISF. Ainsi, le Conseil des impôts [1998], en rapprochant les déclarations de fortune et les déclarations d'impôt sur le revenu, a montré qu'en 1996, les déficits et moins-values représentaient 82 % des revenus bruts des redevables concernés par le plafonnement. Pour un nombre important de contribuables, cela signifiait que le revenu net était nul ; le plafonnement annulait alors automatiquement la cotisation d'ISF.

Les avantages excessifs retirés par certains contribuables du plafonnement ont motivé le « plafonnement du plafonnement » en 1996. La réduction d'impôt due au plafonnement ne peut pas excéder la moitié de l'impôt normalement dû ou le montant de l'impôt correspondant à un patrimoine taxable égal à la limite supérieure de la 2e tranche du barème (2 450 000 euros en 2008, soit un ISF dû de 11 660 € en 2008). En pratique, cela signifie que :

- les contribuables dont le patrimoine taxable est inférieur à 2,45 millions d'euros (3e seuil d'imposition) bénéficient en totalité du plafonnement ;
- pour les redevables dont le patrimoine imposable est compris entre 2,45 millions et 3,62 millions d'euros (i.e. pour lesquels l'ISF avant plafonnement est compris entre 11 660 et 23 320 euros), l'allègement qui résulte du plafonnement est limité à 11 660 € ;
- pour les assujettis dont le patrimoine est supérieur à 3,62 millions d'euros, l'allègement qui résulte du plafonnement est limité à 50 % de l'ISF dû.

Les défauts du plafonnement sont évidents : c'est un mécanisme complexe, qui concerne essentiellement les plus fortunés dont il réduit l'impôt de façon importante ; il encourage à pratiquer l'optimisation fiscale des revenus, et son coût est élevé pour les finances publiques, même une fois limité. Pour le Conseil des impôts [1998], « dans son principe, le mécanisme du plafonnement est d'ailleurs contestable. L'ISF a notamment été créé pour permettre d'avoir une approche plus complète de la capacité contributive de chaque foyer fiscal, à la fois par le revenu perçu et par le patrimoine détenu. Le seul impôt sur le revenu se révélait alors insatisfaisant pour mesurer correctement la capacité contributive et faire contribuer chacun à la charge publique en fonction de ses possibilités. Or, le plafonnement prend justement comme référence le revenu imposé au titre de l'impôt sur le revenu. Cela contredit en quelque sorte l'analyse précédente (...) ». Or, le constat selon lequel le revenu déclaré n'est qu'un indicateur très partiel de la capacité contributive est encore plus pertinent aujourd'hui : le montant des plus-values non réalisées des ménages s'est envolé avec la hausse des actifs, notamment immobiliers.

---

<sup>4</sup>TGI Paris 15-11-96

<sup>5</sup>Ce qui inclut en particulier les revenus perçus à l'étranger, les plus-values de cession de valeurs mobilières, ainsi que, depuis 1999, les revenus réalisés en France et à l'étranger exonérés d'impôt sur le revenu.

## B Données relatives à l'ISF

Cette annexe recense les principales informations publiques disponibles sur l'ISF et ses assujettis.

L'administration fiscale produit chaque année des données sur l'ISF par tranche, sur le même modèle que celles produites pour l'impôt sur le revenu. Elle produit également des chiffres plus généraux (structure du patrimoine des imposables, répartition des redevables par fractile, par âge, etc.). Cependant, aucune de ces données ne sont publiées par la Direction générale des impôts. Elles sont simplement reprises à l'occasion de rapports officiels (rapports de l'Assemblée nationale, du Sénat, du Conseil des impôts...), selon les besoins de ces organismes. Sur son site Internet, la DGI ne publie que le nombre de contribuables à l'ISF, ainsi qu'une ventilation par commune de plus de 20 000 habitants. Outre le site de la DGI, voici les sources de données utilisées dans ce mémoire :

1. Rapports du Sénat : [Marini, 2004], [Marini, 2007a], [Marini, 2007b], [Marini, 2008]
2. Rapport de l'Assemblée nationale : [Dassault, 2006], [Migaud, 1998]
3. Rapports du Conseil des impôts : [Conseil des impôts, 1998], [Conseil des impôts, 2004]
4. Rapport du Conseil d'analyse économique : [Piketty, 2001a]
5. Rapport du Syndicat national unifié des impôts<sup>1</sup> : [SNUI, 1997].

Il faut noter que les données reproduites dans ces rapports, bien que toutes issues de la DGI, ne sont pas toujours cohérentes les unes avec les autres. Ainsi, les nombres d'imposables reproduits dans les rapports sénatoriaux ([Marini, 2004], [Marini, 2007b], [Marini, 2008]), ainsi que les produits d'ISF, sont quasiment systématiquement différents de ceux indiqués dans l'annuaire statistique de la DGI (cf. tableaux B.1 et B.2). La structure du patrimoine du dernier décile des assujettis à l'ISF n'est pas exactement la même dans le rapport Conseil des impôts [1998] et dans le rapport du Conseil d'Analyse Economique [2001].

Dans la suite de cette annexe sont reproduits les principaux tableaux qui ne figurent pas dans le corps du texte. Le lecteur intéressé est invité à se référer directement aux documents cités en bibliographie (avec leur adresse Internet) pour accéder à la totalité des sources.

---

<sup>1</sup>Ce document présente des chiffres pour la première partie de la décennie 1990 avec la mention "Source : DGI". Il s'agit probablement de chiffres extraits de rapports parlementaires des années 1990 à 1996, qu'on ne trouve pas sur Internet. Contacté pour en savoir plus, le SNUI n'a pas répondu, mais la fiabilité de ces chiffres ne fait guère de doute (ils sont parfaitement cohérents, par exemple, avec ceux présentés dans [Migaud, 1998]. Ce document est très riche en informations sur les années 1993-1995.

TAB. B.1: Effectifs des assujettis à l'ISF de 1995 à 2007

Effectifs	Marini	DGI
1 995	–	174 571
1 996	–	174 726
1 997	178 899	179 886
1 998	192 734	193 944
1 999	212 008	213 283
2 000	244 656	246 735
2 001	269 448	271 140
2 002	281 434	285 521
2 003	296 795	299 656
2 004	333 493	335 525
2 005	394 518	394 518
2 006	456 856	456 856
2 007	527 866	–

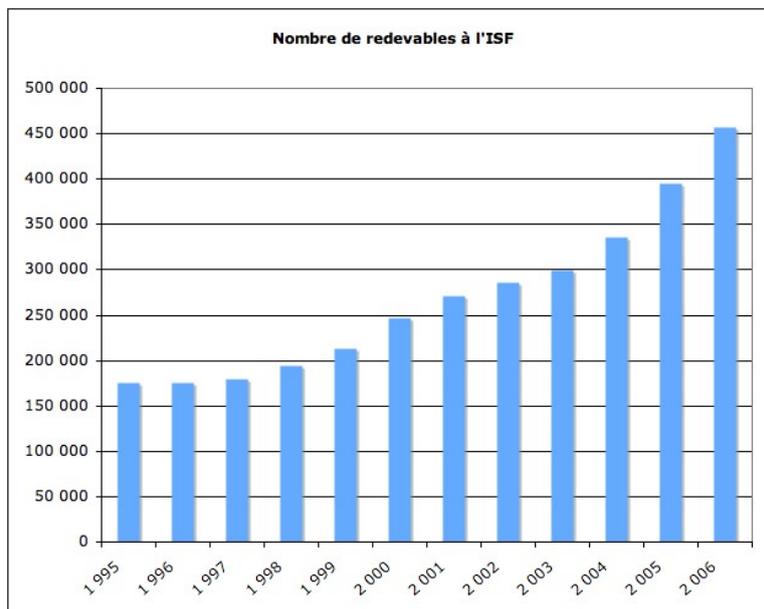
Source : Marini [2004], Marini [2007b], Marini [2008], et annuaire statistique de la DGI.

TAB. B.2: Produit de l'ISF de 1995 à 2007

Recettes (M€)	Marini	DGI
1 995	–	1 220
1 996	–	1 360
1 997	1 436	1 534
1 998	1 588	1 726
1 999	1 787	1 943
2 000	2 238	2 427
2 001	2 395	2 658
2 002	2 269	2 461
2 003	2 300	2 335
2 004	2 600	2 646
2 005	3 100	3 076
2 006	3 300	3 681
2 007	4 000	–

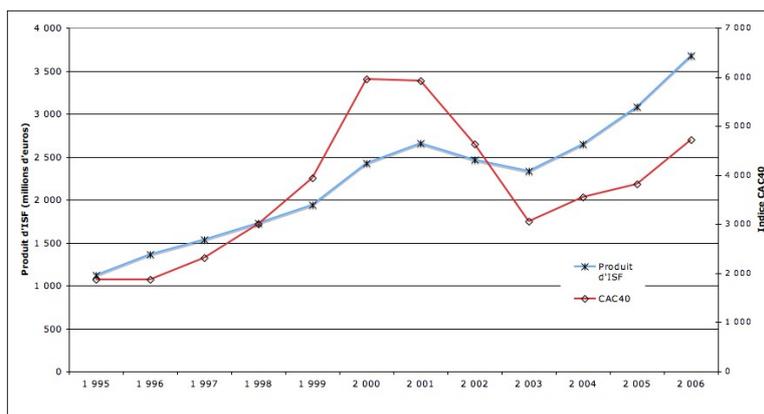
Source : Marini [2004], Marini [2007b], Marini [2008], et annuaire statistique de la DGI. Les recettes incluent la majoration exceptionnelle de 10 % en vigueur jusqu'en 1998 avant d'être intégrée au barème.

FIG. B.1: Evolution du nombre d'imposables à l'ISF — 1995-2006



Source : Annuaire statistique de la DGI

FIG. B.2: Evolution du produit de l'ISF – 1995-2006



Source : Annuaire statistique de la DGI et Euronext

**Evolution du nombre de redevables par tranche d'actifs net imposable  
(période 1997-2002)**

*(en valeur absolue)*

	1997	1998	1999	2000	2001	2002
0,72 à 1,16 million d'euros	92.072	96.357	103.055	113.209	125.594	134.083
de 1,16 à 2,3 millions d'euros	64.511	71.424	80.586	96.121	105.474	109.547
de 2,3 à 3,6 millions d'euros	12.927	14.557	16.460	20.204	22.148	22.485
de 3,6 à 6,9 millions d'euros	6.562	7.265	8.394	10.629	11.401	10.756
de 6,9 à 15 millions d'euros	2.827	3.131	2.548	3.261	3.530	3.361
>15 millions d'euros <sup>2</sup>			965	1.232	1.301	1.202
<i>2 dernières tranches cumulées</i>	<i>2.827</i>	<i>3.131</i>	<i>3.513</i>	<i>4.493</i>	<i>4.831</i>	<i>4.563</i>
<b>Total</b>	<b>178.899</b>	<b>192.734</b>	<b>212.008</b>	<b>244.656</b>	<b>269.448</b>	<b>281.434</b>

*Source : ministère de l'économie, des finances et de l'industrie*

Source : [Marini, 2004]

**Evolution du produit de l'ISF par tranche d'actif net imposable  
(période 1997-2002)**

*(en millions d'euros)*

	1997	1998	1999	2000	2001	2002
0,72 à 1,16 million d'euros	101	108	118	134	147	153
de 1,16 à 2,3 millions d'euros	347	385	430	518	567	579
de 2,3 à 3,6 millions d'euros	206	233	260	321	351	355
de 3,6 à 6,9 millions d'euros	247	275	312	399	426	397
de 6,9 à 15 millions d'euros	536	587	252	331	353	317
>15 millions d'euros <sup>1</sup>			415	534	551	468
<i>2 dernières tranches cumulées</i>	<i>536</i>	<i>587</i>	<i>668</i>	<i>865</i>	<i>904</i>	<i>785</i>
<b>Total<sup>2</sup></b>	<b>1.436</b>	<b>1.588</b>	<b>1.787</b>	<b>2.238</b>	<b>2.395</b>	<b>2.269</b>

*Source : ministère de l'économie, des finances et de l'industrie*

Source : [Marini, 2004]

**Répartition des redevables qui voient leur cotisation d'ISF plafonnée  
(période 1996-2002)**

*(en valeur absolue)*

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
0,72 à 1,16 million d'euros	408	263	253	214	175	221	240
de 1,16 à 2,3 millions d'euros	576	510	523	482	450	469	558
de 2,3 à 3,6 millions d'euros	349	306	347	382	344	417	546
de 3,6 à 6,9 millions d'euros	524	532	532	701	727	826	938
de 6,9 à 15 millions d'euros	947	898	963	662	711	853	1129
>15 millions d'euros <sup>1</sup>				559	651	722	752
<b>Total</b>	<b>2.804</b>	<b>2.509</b>	<b>2.618</b>	<b>3.000</b>	<b>3.058</b>	<b>3.508</b>	<b>4.163</b>

*Source : ministère de l'économie, des finances et de l'industrie*

Source : [Marini, 2004]

## Répartition depuis 1998 des redevables qui subissent un « plafonnement du plafonnement »

(en valeur absolue)

	1998	1999	2000	2001	2002
0,72 à 1,16 million d'euros	0	0	0	0	0
de 1,16 à 2,3 millions d'euros	0	0	0	0	0
de 2,3 à 3,6 millions d'euros	186	171	147	182	225
de 3,6 à 6,9 millions d'euros	280	334	323	328	424
de 6,9 à 15 millions d'euros	266	335	329	366	536
>15 millions d'euros <sup>1</sup>	315	397	448	506	557
<b>Total</b>	<b>1.047</b>	<b>1.237</b>	<b>1.247</b>	<b>1.382</b>	<b>1.742</b>

Source : ministère de l'économie, des finances et de l'industrie

Source : [Marini, 2004]

Tableau n°28 : Ventilation de l'ISF en 2001 par tranche de patrimoine imposable

Tranches d'actif Net imposable (en M€)	Nombre de redevables		Patrimoine imposable		Produit de l'ISF	
			Montant (en M€)	Pourcentage	Montant (en M €)	Pourcentage
de 0,72 M€ à 1,16 M€	124 594	46,4%	116 979	24,3%	147	6,1%
de 1,16 M€ à 2,3 M€	105 474	39,3%	164 679	34,3%	567	23,7%
de 2,3 M€ à 3,6 M€	22 148	8,3%	62 252	13,0%	351	14,7%
de 3,6 M€ à 6,9 M€	11 401	4,2%	53 818	11,2%	426	17,8%
de 6,9 M€ à 15 M€	3 530	1,3%	33 919	7,1%	353	14,7%
supérieure à 15 M€	1 301	0,5%	48 396	10,1%	551	23,0%
Ensemble	268 448	100,0%	480 044	100,0%	2 395	100,0%

Source : DGI

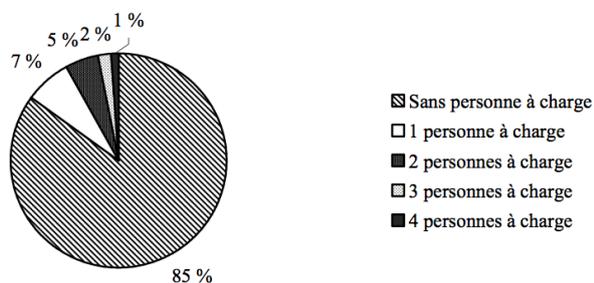
Source : [Conseil des impôts, 2004]

FIG. B.3: Répartition des redevables et du produit d'ISF par tranche – 2007

Année 2007	Pourcentage des redevables	Pourcentage du produit
De 0,76 à 1,22 M€	48,40%	7,60%
De 1,22 à 2,42 M€	39,40%	28,40%
De 2,42 à 3,80 M€	7,60%	16,40%
De 3,80 à 7,27 M€	3,40%	17,30%
De 7,27 à 15,81 M€	1,00%	12,80%
> 15,81 M€	0,30%	17,50%

Source : [Marini, 2008]

FIG. B.4: Les charges de famille des redevables à l'ISF – 2002



Source : ministère de l'économie, des finances et de l'industrie

Source : DGI, cité dans [Marini, 2004]

FIG. B.5: Répartition de l'ISF par tranche d'âge des redevables en 2001

Tranches d'âge	Nombre de redevables (en %)	Répartition du patrimoine imposable	Répartition de l'impôt	Patrimoine imposable moyen (€)	impôt moyen (€)
<:30 ans	0,7%	0,7%	0,7%	1 933 485	9 359
31 - 40 ans	2,9%	3,4%	3,7%	2 058 717	11 222
41 - 50 ans	9,9%	10,2%	10,7%	1 852 157	9 722
51 - 60 ans	21,0%	20,7%	20,4%	1 759 885	8 678
61 - 70 ans	25,8%	24,9%	24,0%	1 726 832	8 318
71 - 80 ans	27,9%	27,7%	27,4%	1 779 114	8 741
>80 ans	11,8%	12,4%	13,1%	1 871 372	9 851
Ensemble	100,0%	100,0%	100,0%	1 788 220	8 920

Source : [Conseil des impôts, 2004]

FIG. B.6: Structure des patrimoines déclarés à l'ISF – 1996

Décile de patrimoine déclaré	Seuil inférieur des déciles	Part des immeubles	Part des biens meubles
1	716 510	0,584	0,416
2	781 458	0,548	0,452
3	853 076	0,526	0,474
4	930 639	0,509	0,491
5	1 019 678	0,495	0,505
6	1 127 037	0,471	0,529
7	1 262 961	0,458	0,542
8	1 461 064	0,436	0,564
9	1 789 875	0,406	0,594
10	2 536 357	0,232	0,768
Ensemble		0,391	0,609

Source : [Conseil des impôts, 1998]

FIG. B.7: Structure du patrimoine brut imposable - dernier décile

**A9. Composition du patrimoine brut par fractile (1990-2000)**

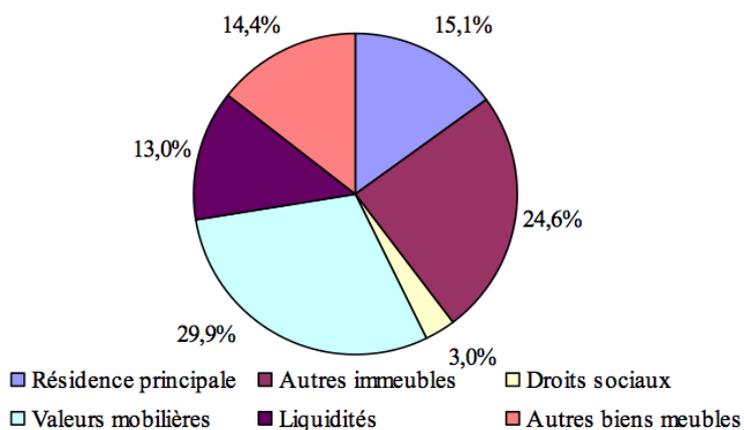
	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
<i>En %</i>											
Part des actifs mobiliers dans le patrimoine brut des différents fractiles											
• P90-100	60,7	59,7	61,5	63,2	66,2	65,6	68,6	71,3	73,3	74,4	76,8
• P95-100	66,2	65,0	66,9	68,7	71,4	71,0	73,9	76,3	78,2	79,0	81,2
• P99-100	79,4	78,3	79,8	81,3	83,9	83,7	85,5	87,5	87,9	88,3	89,7
• P99,5-100	84,7	83,3	84,7	86,0	88,0	88,3	89,1	91,0	91,2	91,4	92,1
• P99,9-100	91,8	89,1	91,1	93,1	94,1	94,2	94,9	96,0	96,1	96,2	96,0
• P99,99-100	98,1	97,3	97,2	97,2	97,2	95,9	97,1	97,0	97,2	97,3	97,1
• P90-95	45,4	45,1	46,7	48,2	51,6	50,5	53,8	57,0	59,1	61,2	64,5
• P95-99	52,5	51,7	53,7	55,8	58,7	57,8	62,0	64,4	67,8	69,0	72,4
• P99-99,5	63,7	63,9	65,8	67,6	72,2	70,3	74,9	77,1	78,0	78,5	82,7
• P99,5-99,9	78,0	77,9	78,7	79,4	82,6	82,9	84,0	86,3	86,7	86,4	88,5
• P99,9-99,99	89,0	85,2	88,5	91,6	93,0	93,5	94,2	95,7	95,7	95,7	95,6
• P99,99-100	98,1	97,3	97,2	97,2	97,2	95,9	97,1	97,0	97,2	97,3	97,1

Note : Fractiles calculés à partir du nombre total de déclarations ISF.

Source : DGI, Bureau des études statistiques (bureau M2).

Source : [Piketty, 2001a]

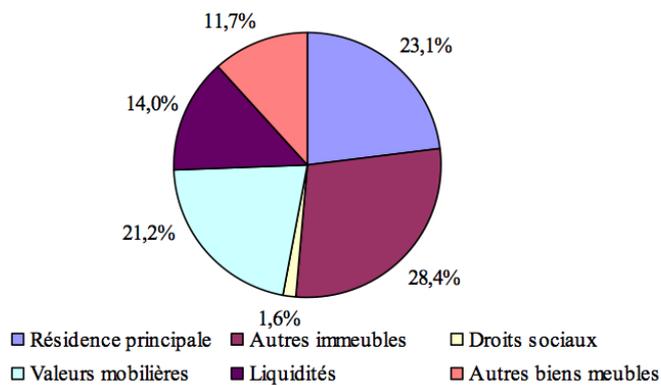
FIG. B.8: Répartition des bases imposables à l'ISF – 2005



Source : ministère de l'économie, des finances et de l'industrie

Source : [Marini, 2007a]

FIG. B.9: Répartition des bases imposables de la 1ere tranche de l'ISF – 2005



Source : ministère de l'économie, des finances et de l'industrie

Source : [Marini, 2007a]

## C Estimer une loi de Pareto à partir de données agrégées

De nombreuses distributions, dans toutes les sciences, notamment dans les sciences sociales, sont supposées suivre une loi de Pareto (une variété des lois puissance ou *power-laws* en anglais). Lorsqu'il est prouvé qu'une distribution suit une loi de probabilité comme la loi de Pareto, le chercheur a la possibilité d'extrapoler les données dont il dispose pour calculer des statistiques d'intérêt. Un exemple largement utilisé en économie consiste à extrapoler des données fiscales par tranche issues de l'impôt sur le revenu pour calculer le seuil de revenu et le revenu moyen des 1%, 0,5%, 0,1%... les plus riches, sous l'hypothèse que la distribution des hauts revenus suit une loi de Pareto. Atkinson [2007] explique la méthode pour ce cas précis, ainsi que la façon d'encadrer les résultats obtenus. Une seconde application très répandue consiste à utiliser la loi de Pareto pour calculer des indices d'inégalités de revenu ou de patrimoine [Cowell, 1995].

Avec l'aide de formes fonctionnelles comme la loi de Pareto, on peut, plus largement, reconstruire des données individuelles à partir de données agrégées, c'est-à-dire reconstituer des distributions dans leur intégralité, comme nous le faisons dans ce mémoire pour le patrimoine des foyers fiscaux français les plus riches en 1995.

Cette façon de faire pose deux problèmes : la distribution étudiée suit-elle véritablement une loi de Pareto ? Si oui, comment estimer de façon fiable ses paramètres ? Les deux problèmes ne peuvent être résolus de façon satisfaisante (et encore, non sans difficulté) qu'à partir de données désagrégées – mais l'identification d'une loi de probabilité bien définie perd alors une grande part de son intérêt pratique. On ne peut, à partir de données agrégées présentées par tranches, que répondre partiellement aux problèmes d'identification et d'estimation.

Cette annexe part de quelques rappels sur la loi de Pareto (1) et sur la façon dont on peut générer des nombres aléatoires suivant une loi de Pareto (2) pour étudier ensuite les différentes façons dont on peut l'utiliser pour extrapoler des données groupées. Dans le cas général, il n'y a pas de façon unique de procéder. Tout d'abord parce que l'information à disposition du chercheur peut différer. Ainsi, l'extrapolation est moins précise si l'on ne connaît que l'effectif de chaque tranche (3) ; elle l'est davantage si, outre les effectifs, le patrimoine/revenu moyen de chaque groupe est connu (4). Ensuite, parce que, pour une quantité d'informations donnée, différentes méthodes d'extrapolations peuvent fournir des résultats qui ne sont pas exactement identiques, selon qu'on raisonne sur la fonction de répartition, sur la courbe de Lorenz ou directement sur la densité. Enfin parce que, dans la pratique, l'hypothèse de Pareto est rarement vraie globalement, mais seulement localement, ce qui demande d'estimer plusieurs couples de coefficients pour une même distribution.

## C.1 La loi de Pareto

Soit  $y$  une quantité dont on cherche à étudier la distribution. On dit que  $y$  suit une loi de Pareto continue, aussi appelée loi de Pareto, si la distribution de  $y$  est décrite par la densité de probabilité  $f(y)$  telle que :

$$f(y) dy = Pr[y < Y < y + dy] = Cy^{-\alpha} dy$$

pour toute valeur  $Y$  observée.  $C$  est une constante de normalisation et  $\alpha > 1$  le paramètre de la distribution appelé en général paramètre d'échelle.

Il est clair que  $Cy^{-\alpha} dy$  diverge quand  $y \rightarrow 0$ . L'équation précédente ne peut donc pas être vraie pour tout  $y \geq 0$ ; il doit exister une borne inférieure, que nous notons  $y_{min}$ , à partir de laquelle la distribution suit une loi de Pareto.

Si  $\alpha > 1$ , on peut calculer la constante de normalisation  $C$  qui par définition d'une densité est telle que :

$$\int_{y_{min}}^{\infty} f(y) dy = 1$$

On trouve que :

$$C = (\alpha - 1)y_{min}^{\alpha-1}$$

Les distributions pour lesquelles  $\alpha \leq 1$  ne sont pas normalisables. Il est cependant possible qu'une densité soit du type  $y^{-\alpha}$  avec  $\alpha \leq 1$  si l'ensemble des  $y$  est majoré par un certain seuil. Nous ne nous intéressons pas à ce genre de distributions, qui nécessitent des estimateurs différents que ceux que nous allons développer dans la suite du texte.

Puisque  $\alpha > 1$ , nous pouvons poser  $a = \alpha - 1$  pour simplifier les notations. La densité de la loi de Pareto s'écrit alors :

$$f(y) = Cy^{-a-1} = \frac{ay_{min}^a}{y^{a+1}} \quad (a > 0) \quad (C.1)$$

La fonction de répartition  $F(y)$  de la loi de Pareto continue est :

$$F(y) = Pr[Y \leq y] = \int_{y_{min}}^y f(x) dx = 1 - \left(\frac{y_{min}}{y}\right)^a \quad (C.2)$$

Du fait de son rôle prépondérant,  $a$  est parfois appelé le coefficient de Pareto. Nous préférons garder cette dénomination pour le coefficient  $b = \frac{a}{a-1}$  qui a pour propriété remarquable d'être égal, pour chaque niveau  $s_i$  de la distribution, au rapport entre la moyenne de  $Y$  au-delà de  $s_i$  et  $s_i$ . En particulier, l'espérance de  $Y$  s'écrit :

$$\mathbb{E}(Y) = \int_{y_{min}}^{\infty} yf(y) dy = \frac{a}{a-1}y_{min} = by_{min}$$

Et plus généralement,

$$\mathbb{E}(Y|Y \geq s_i) = \frac{\int_{s_i}^{\infty} yf(y) dy}{\int_{s_i}^{\infty} f(y) dy} = bs_i$$

Ainsi, si l'on étudie la distribution de la richesse, dire que  $Y$  suit une loi de Pareto implique que la richesse moyenne des individus ayant plus de  $s_i$  est égale à  $b \times s_i$ . En outre, la réciproque

est vraie : la loi de Pareto est la seule loi de probabilité continue à vérifier cette propriété, mise en évidence par le statisticien hollandais Van der Wijk, et qui porte donc parfois le nom de « loi de Van der Wijk » [Van der Wijk, 1939].

## C.2 Générer une loi de Pareto

Il est fréquent dans les études statistiques et économiques que l'on souhaite générer des nombres aléatoires suivant une loi de probabilité donnée. Il est rare cependant que les méthodes pour le faire soient directement implémentées dans les logiciels les plus utilisés, surtout pour les lois les moins usuelles. Plusieurs méthodes permettent de pallier cette limitation. La plus simple est la méthode dite de transformation [Devroye, 1986]. Elle s'applique à toutes les lois de probabilité dont on sait inverser la fonction de répartition.

Soit  $F$  une fonction de répartition continue et  $F^{-1}$  son inverse :

$$F^{-1}(u) = \inf\{x : F(x) = u, \quad 0 < u < 1\}$$

Si  $U$  est une variable suivant une loi uniforme dans  $[0, 1]$ , alors  $F^{-1}(U)$  a pour fonction de répartition  $F$ . En effet :

$$Pr[F^{-1}(U) \leq x] = Pr[\inf\{y : F(y) = U\} \leq x]$$

soit, en composant par  $F$  :

$$Pr[F^{-1}(U) \leq x] = Pr[U \leq F(x)]$$

Or, puisque  $U$  suit la loi uniforme sur  $[0, 1]$

$$Pr(U \leq a) = a$$

Donc

$$Pr[F^{-1}(U) \leq x] = Pr[U \leq F(x)] = F(x)$$

La variable aléatoire  $Y = F^{-1}(U)$  a pour fonction de répartition  $F$ . Ainsi, par application à la loi de Pareto, la variable aléatoire :

$$Y = F^{-1}(U) = \frac{y_{min}}{(1 - U)^{1/a}} \tag{C.3}$$

suit la loi de Pareto.

La marche à suivre pour générer un échantillon de  $N$  nombres aléatoires suivant une loi de Pareto de coefficients  $y_{min}$  et  $a$  s'en déduit aisément :

1. Générer  $N$  nombres aléatoires  $u$  suivant la loi uniforme dans  $[0, 1]$ , à l'aide d'un générateur de nombres pseudo-aléatoires implémenté dans les logiciels statistiques standards<sup>1</sup>.
2. Calculer  $\frac{y_{min}}{u^{1/a}}$  (en remarquant, dans l'équation (C.3), que  $1 - U$  a la même distribution que  $U$ .)

---

<sup>1</sup>Ces générateurs utilisent une fonction non-linéaire déterministe, et une valeur critique, appelée le *seed*, qui peut être retenu pour générer des distributions aléatoires identiques.

### C.3 Estimation lorsque les effectifs sont connus

Notons  $Y$  la variable aléatoire suivant une loi de Pareto dont on cherche à estimer les coefficient  $a$  et  $y_{min}$ .

Dire que le chercheur ne dispose que de données agrégées, ou de données par tranche, cela signifie que la distribution est découpée en différentes tranches  $[s_i, s_{i+1}]$  sur lesquelles il dispose d'au moins une information (l'effectif, ainsi éventuellement que la valeur moyenne de  $Y$  sur l'intervalle).

Nous supposons dans cette section que seuls les effectifs de chaque tranche sont connus, c'est-à-dire, pour chaque intervalle  $[s_i, s_{i+1}]$ , le nombre d'observations qui appartiennent à l'intervalle.

Notons  $p_i = Pr[Y \geq s_i]$  le nombre d'observations supérieures à  $s_i$  rapporté à l'effectif total. Chaque  $p_i$  correspond à une observation de la fonction de répartition.

Si  $Y$  suit une loi de Pareto, alors :

$$p_i = Pr[Y \geq s_i] = 1 - F(s_i) = \left(\frac{y_{min}}{s_i}\right)^a \quad (C.4)$$

Et, en prenant le log :

$$\log(p_i) = a \log(y_{min}) - a \log(s_i) \quad (C.5)$$

Ainsi, si  $Y$  suit une loi de Pareto, alors le relation entre  $p_i$  et  $s_i$  est linéaire sur une double échelle logarithmique. Cette propriété remarquable permet d'estimer les coefficients de la loi de Pareto de deux façons.

#### C.3.1 Estimation de $a$ par régression

Une première façon d'estimer le coefficient  $a$ , et une conséquence directe de l'équation (C.5), est d'estimer l'équation suivantes par les moindres carrés ordinaires :

$$\log(p_i) = \beta_0 + \beta_1 \log(s_i) + \epsilon_i$$

Cette méthode a plusieurs avantages : outre sa grande simplicité, elle estime de façon plutôt convaincante le coefficient  $a$  quand la distribution suit bel et bien une loi de Pareto. Clauset et al. [2007] l'ont montré sur données individuelles : ils simulent un échantillon de 10 000 observations suivant une loi de Pareto, selon la méthode exposées à la section C.2, avec un coefficient  $a = 1,5$  et  $y_{min} = 1$ . Ils régressent ensuite  $\log(1 - F(y))$  sur  $\log(y)$  et trouvent un  $\hat{a} = 1,4869$ . C'est certes moins bien que l'estimateur du maximum de vraisemblance ( $\hat{a} = 1,502$ ), mais c'est beaucoup mieux, par exemple, qu'une régression du  $\log$  de la densité  $f(y)$  sur  $\log(y)$ , qui donne des résultats extrêmement biaisés ( $\hat{a} = 0,395$  ou  $\hat{a} = 0,192$  selon la façon dont la densité est calculée). La raison en est que les fluctuations statistiques qui affectent la fonction de répartition sont beaucoup plus petites que celles qui affectent la densité.

Nous menons un test similaire à celui de Clauset et al. [2007] pour évaluer la fiabilité du coefficient  $a$  trouvé par régression des  $\log(p_i)$  sur les  $\log(y_i)$  quand on dispose non pas de 10 000 données individuelles, mais de données agrégées en 10 tranches. Nous générons 10 000 observations suivant une loi de Pareto de coefficient  $a = 1,5$  et  $y_{min} = 690\,594$  (soit la valeur en euro du seuil d'imposition à l'ISF en 1995), selon la méthode exposée à la section C.2<sup>2</sup>

<sup>2</sup> seed = 5 893 746

(la même qu'utilisent Clauset et al. [2007]). Puis nous calculons  $p_i = Pr[Y \geq s_i]$  pour 10 seuils  $s_i$  (les 5 seuils des différentes tranches d'imposition à l'ISF en 1995, soit 690 594 €, 1 123 549 €, 2 228 805 €, 3 459 068 € et 6 698 610 €, et le seuil des fractiles définis sur la population des imposables P90, P95, P99, P99,5 et P99,9 soit respectivement 2 490 543 €, 8 650 402 €, 13 439 662 €, 38 253 364 € et 128 313 659 €). Enfin, nous régressons  $\log(p_i)$  sur  $\log(s_i)$ , et estimons ainsi un  $\hat{a} = 1,5463$ . En retirant le dernier seuil, qui ne concerne que 3 observations, le coefficient devient 1,5206. En retirant l'avant-dernier, qui concerne 18 observations, le coefficient devient 1,4905. La raison de ces variations est que les intervalles  $[s_i, s_{i+1}]$  sont de longueur très différentes. Or, des intervalles de petite taille, surtout s'ils sont situés à la fin de la distribution, sont susceptibles d'être très sensibles aux variations statistiques, et donc de biaiser l'estimation du coefficient  $a$ .

De plus, lorsqu'on génère<sup>3</sup> non pas 10 000 observations, mais 174 571 (autant que d'imposables à l'ISF en 1995), le coefficient  $\hat{a}$  devient égal à 1,506 (1,5008 lorsqu'on ne prend pas en compte l'informations sur les deux dernières tranches, qui regroupent respectivement 68 et 338 observations). L'estimateur semble donc convergent (et ce même pour un nombre de tranches limité – 8 ou 10) ; qui plus est, quand le taille de l'échantillon augmente, il semble moins affecté par la baisse de la taille relative des derniers intervalles.

La méthode de la régression résout ainsi en grande partie, et à peu de frais, le problème de l'estimation. Mais elle pose trois problèmes :

1. Elle ne permet pas de calculer de façon convenable l'écart-type de  $\beta_1$  donc de  $a$ . En effet, dans le modèle de régression linéaire standard, une estimation correcte de l'écart-type des coefficients ne peut être obtenue que si les erreurs  $\epsilon$  sont indépendantes et normalement distribuées. Ces deux hypothèses sont violées lorsqu'on régresse  $\log(p_i)$  sur  $\log(s_i)$ . L'hypothèse d'indépendance tout d'abord parce que, de façon évidente, les valeurs de la fonction de répartition sont corrélées. L'hypothèse de normalité des erreurs, ensuite, parce que, si l'erreur commise sur les valeurs individuelles de  $F(y)$  est bien gaussienne, alors l'erreur commise sur le  $\log$  de  $F(y)$  ne peut également l'être. En conséquence, les moindres carrés ordinaires vont avoir tendance à fortement sous-estimer l'écart-type de  $\beta_1$ .
2. Un  $R^2$  très élevé peut être obtenu lors de la régression des  $\log(p_i)$  sur les  $\log(s_i)$ , sans pour autant que la distribution ne suive une loi de Pareto. Une loi log-normale, par exemple, peut approximer une loi de Pareto à de nombreux égards, ce qui se traduit par des valeurs de  $R^2$  élevées. Ce problème est accentué lorsqu'on ne dispose que d'un faible nombre de valeurs pour la fonction de répartition. Dans le langage de la théorie statistique, on peut dire que le  $R^2$  est un test à puissance très faible, dans la mesure où la probabilité de détecter avec succès une violation de l'hypothèse parétienne est faible.
3. Le troisième problème qui se pose lorsqu'on cherche à estimer le coefficient  $a$  par une régression linéaire est que les  $\hat{y}$  ne satisfont en général pas les contraintes basiques de la distribution des probabilités (à savoir qu  $\int_{y_{min}}^{\infty} f(\hat{y}) d\hat{y} = 1$  et que  $F(\hat{y}_{min}) = 1$ ).

Ainsi, si la régression résout en partie le problème d'estimation, elle risque d'amener le chercheur à considérer abusivement que la distribution qu'il étudie est parétienne. Outre le fait que les graphiques sur double échelle logarithmique applatissent considérablement les différences et peuvent donner, « à vue d'oeil », l'impression d'un *fit* parfait, la régression des  $\log(p_i)$  sur

---

<sup>3</sup> A l'aide du même générateur de nombres pseudo-aléatoires (seed = 5 893 746)

les  $\log(s_i)$  vont avoir tendance à produire des indices ( $R^2$  élevé, écart-type faible) corroborant cette impression. Aigner et Goldberger [1970] construisent des estimateurs efficaces qui n'ont pas les défauts précédemment ; ils sont cependant particulièrement (et probablement inutilement) complexes.

### C.3.2 Raisonnement sur la fonction de répartition

Une façon de confirmer ou d'infirmer l'idée que la distribution étudiée suit une loi de Pareto consiste à calculer les coefficients  $a$  et  $y_{min}$  sur les différents intervalles  $[s_i, s_{i+1}]$ , et à regarder s'ils sont constants tout au long de la distribution.

Pour calculer le coefficient  $a$  sur l'intervalle  $[s_i, s_{i+1}]$ , on écrit l'équation (C.5) pour  $s_i$  et  $s_{i+1}$ , et on résout le système en  $a$ . Il vient :

$$\hat{a}_i = \frac{\log\left(\frac{p_i}{p_{i+1}}\right)}{\log\left(\frac{s_{i+1}}{s_i}\right)} \quad (\text{C.6})$$

Cette façon de faire, utilisée par exemple par Feenberg et Poterba [1993] pour l'impôt sur le revenu américain, consiste à utiliser la valeur de la fonction de répartition en deux points ( $s_i$  et  $s_{i+1}$ ) pour éliminer  $y_{min}$ . On n'estime ainsi en réalité qu'un seul paramètre ( $a$ ). En effet, on ne dispose pas de suffisamment d'information pour estimer simultanément les deux coefficients. La valeur de  $y_{min}$  est automatiquement fixée à  $s_i$  ou, de façon équivalente, à  $s_i p_i^{1/\hat{a}_i}$  si l'intervalle  $[s_i, s_{i+1}]$  est supposé appartenir à une distribution de coefficients  $a$  et  $y_{min}$  commençant avant  $s_i$ .

Cette méthode, comme toutes celles qui estiment un coefficient  $a$  à partir de l'information relative à un intervalle donné produit, en général, des estimations  $\hat{a}_i$  différentes sur chaque intervalle. Faut-il en déduire que la distribution sous-jacente ne suit pas une loi de Pareto ? Pour répondre à cette question, il faut tester l'hypothèse d'égalité des coefficients  $\hat{a}_i$  estimés sur chaque intervalle  $[s_i, s_{i+1}]$ .

Notons  $f_i = Pr[s_i \leq Y < s_{i+1}] = p_{i+1} - p_i$  l'effectif relatif de la tranche  $[s_i, s_{i+1}]$ . C'est le nombre d'observations entre  $s_i$  et  $s_{i+1}$  rapporté au nombre total d'observations. On peut quantifier la sensibilité de  $\hat{a}_i$  à l'effectif de l'intervalle,  $f_i$  :

$$\frac{\partial \hat{a}_i}{\partial f_i} = \frac{1}{(p_{i+1} + f_i) \log\left(\frac{s_{i+1}}{s_i}\right)} \quad (\text{C.7})$$

Il est clair que cette sensibilité croît toutes choses égales par ailleurs quand la taille de l'intervalle  $[s_i, s_{i+1}]$  diminue et quand la proportion  $p_{i+1}$  d'observations situées au-delà de  $s_{i+1}$  diminue, c'est-à-dire quand on se rapproche de la queue de la distribution. Ainsi, pour des petits intervalles proches de la queue de la distribution, de petites variations statistiques sur l'effectif de l'intervalle sont susceptibles d'avoir des conséquences importantes sur la valeur de  $\hat{a}_i$ . Si le coefficient  $a$  estimé en raisonnant sur la fonction de répartition varie dans les dernières tranches, cela peut aussi bien refléter un changement dans la forme de la distribution que le fait que les coefficients ainsi estimés sont plus sensibles à de petites fluctuations aléatoires.

Pour lever l'ambiguïté, une possibilité consiste à estimer des écarts-type à l'aide de simulations de Monte-Carlo, donc des intervalles de confiance pour les  $a_i$  estimés sur chaque tranche, et déterminer ainsi si l'on accepte ou rejette l'hypothèse d'égalité des coefficients le long de la distribution. La marche à suivre est la suivante :

1. Effectuer la régression des  $\log(p_i)$  sur les  $\log(s_i)$  décrite à la section C.3.1 et en déduire  $\hat{a}$ .
2. Générer un échantillon de nombres aléatoires suivant une loi de Pareto de coefficient  $\hat{a}$ , de même taille que la distribution étudiée et découpée en tranches de la même façon.
3. Calculer, d'après la méthode décrite à cette section, les coefficients  $a_i$  sur chaque tranche.
4. Répéter l'opération 1000 fois et calculer l'écart-type de chaque  $\hat{a}_i$

Cette technique est appliquée dans l'annexe D pour la distribution du patrimoine imposable à l'ISF en 1995.

## C.4 Estimation lorsque effectifs et moyennes sont connus

Lorsque les valeurs moyennes de  $Y$  sur chaque intervalle  $[s_i, s_{i+1}]$  sont connues (nous les notons  $\mu_i$ ), on peut, de façon similaire à la section C.3.2, estimer le coefficient  $a$  en fixant automatiquement la valeur de  $y_{min}$ . Mais le fait de disposer de deux informations par tranche permet aussi de les estimer simultanément, ce qui est certes plus complexe mais améliore la qualité de l'estimation et des extrapolations subséquentes. Une troisième méthode est une variante simplifiée de la seconde, qui fait usage de la loi de Van der Wijk.

### C.4.1 Raisonnement sur la courbe de Lorenz

La courbe de Lorenz pour une richesse  $Y$  (revenu ou patrimoine) est la représentation graphique de la fonction qui à la part  $z = F(y)$  des individus ayant moins de  $y$  associe la part  $\Phi(z)$  de la richesse totale qu'ils perçoivent. On peut facilement établir que si  $Y$  suit une loi de Pareto de coefficient  $a$  et  $y_{min}$ , l'équation de la courbe de Lorenz associée à  $Y$  s'écrit :

$$\Phi(y) = 1 - [1 - F(y)]^{\frac{a-1}{a}} \quad (\text{C.8})$$

ou bien encore, de façon équivalente, en notant  $P(y)$  la part de la richesse totale détenue par les individus ayant plus de  $y$  (qui sont, en proportion,  $p(y)$ ) :

$$P(y) = 1 - \Phi(y) = [p(y)]^{\frac{a-1}{a}} \quad (\text{C.9})$$

Notons au passage que  $P$  décroît avec  $a$  : pour un  $y$  donné, plus  $a$  augmente, plus la part de la richesse détenue par les individus ayant plus de  $y$  diminue.  $a$  constitue donc une mesure des inégalités de la distribution  $Y$ . Toutes choses égales par ailleurs, une loi de Pareto avec un coefficient  $a$  faible est plus inégalitaire qu'une distribution avec un  $a$  élevé<sup>4</sup>.

Si  $\mu_i$ , la valeur moyenne de  $Y$  sur chaque intervalle  $[s_i, s_{i+1}]$  est connue pour chaque intervalle, on calcule très facilement les valeurs de  $\Phi$  donc de  $P$  pour tous les  $s_i$ . On peut alors estimer  $a$  en utilisant l'information sur deux points de la courbe de Lorenz  $F(s_i)$  et  $F(s_{i+1})$ . En écrivant l'équation C.9 en  $y = s_i$  et  $y = s_{i+1}$  il vient :

$$\log \frac{P(s_i)}{P(s_{i+1})} = \frac{a}{a-1} \log \frac{p(s_i)}{p(s_{i+1})} \quad (\text{C.10})$$

<sup>4</sup>Une autre façon de s'en persuader et de calculer la valeur de l'indice de Gini pour une distribution suivant une loi de Pareto :  $G = 1 - 2 \int_0^1 \Phi(z) dz = \frac{1}{2a-1}$ . Il est clairement décroissant en  $a$ .

On peut ainsi estimer la valeur de  $a$  sur l'intervalle  $[s_i - s_{i+1}]$  à :

$$\hat{a}_i = \left( 1 - \frac{\log \frac{P(s_i)}{P(s_{i+1})}}{\log \frac{p(s_i)}{p(s_{i+1})}} \right)^{-1} \quad (\text{C.11})$$

$y_{min}$  est fixé automatiquement, comme dans la méthode précédente, à  $s_i$  ou à  $s_i p_i^{1/\hat{a}_i}$ .

Cette façon de faire est par exemple utilisée par Atkinson [2007]. Il est noter qu'il n'y a aucune raison que les coefficients  $a_i$  ainsi estimés sur chaque intervalle coïncident avec les coefficients estimés sur les mêmes intervalles en raisonnant non pas sur la courbe de Lorenz mais sur la fonction de répartition comme précédemment. Il n'y a pas non plus de raison pour que la pente de la courbe de Lorenz ainsi extrapolée soit égale, en  $s_i$  et  $s_{i+1}$ , à  $\frac{s}{\bar{y}}$  (où  $\bar{y}$  est la moyenne de  $Y$  sur l'ensemble de la distribution) comme cela doit être le cas pour toute courbe de Lorenz.

### C.4.2 Raisonnement sur la densité

Rappelons que  $f_i = Pr[s_i \leq Y < s_{i+1}]$  est l'effectif relatif de la tranche  $[s_i, s_{i+1}]$  (i.e. le nombre d'observations entre  $s_i$  et  $s_{i+1}$  rapporté au nombre total d'observations). Notons  $\mu_i$  la moyenne de  $Y$  sur  $[s_i, s_{i+1}]$ . Ici, on raisonne directement sur la densité pour estimer, simultanément, et sur chaque intervalle pris séparément,  $a$  et  $y_{min}$ .

$\hat{a}_i$  et  $y_{min}$  sont solution du système des deux équations de définition suivantes :

$$Pr[s_i \leq Y \leq s_{i+1}] = \int_{s_i}^{s_{i+1}} f(y) dy = f_i \quad (\text{C.12})$$

$$\mathbb{E}(Y | s_i \leq Y \leq s_{i+1}) = \frac{\int_{s_i}^{s_{i+1}} y f(y) dy}{\int_{s_i}^{s_{i+1}} f(y) dy} = \mu_i \quad (\text{C.13})$$

où :

$$f(y) = \frac{a y_{min}^a}{y^{a+1}}$$

est la densité de la loi de Pareto. Chacune des intégrales se calcule aisément. Cependant, le système n'a pas de solution formelle.  $\hat{a}_i$  est la racine de l'équation suivante :

$$\frac{a}{a-1} \frac{s_i^{1-a} - s_{i+1}^{1-a}}{s_i^{-a} - s_{i+1}^{-a}} = \mu_i \quad (\text{C.14})$$

Et  $y_{min}$  s'écrit :

$$y_{min} = \left( \frac{f_i}{s_i^{-\hat{a}_i} - s_{i+1}^{-\hat{a}_i}} \right)^{\frac{1}{\hat{a}_i}} \quad (\text{C.15})$$

Cette méthode estime simultanément non pas un mais deux coefficients :  $y_{min}$  qui détermine la hauteur de la densité en  $s_i$  et  $a_i$  qui détermine la façon dont elle décroît. Elle n'utilise que l'information sur l'intervalle  $[s_i, s_{i+1}]$  à la différence des méthodes précédentes qui utilisent les caractéristiques de la distribution au-delà de  $s_{i+1}$ . On peut à partir des formules précédentes

calculer les coefficients de la loi de Pareto pour la dernière tranche  $[s_k, +\infty]$  : en faisant tendre  $s_{i+1}$  vers l'infini dans l'équation C.14, il vient :

$$\frac{a}{a-1} s_k = \mu_k \quad (\text{C.16})$$

D'où, pour le dernier intervalle ouvert de la distribution :

$$\hat{a}_k = \frac{1}{1 - \frac{s_k}{\mu_k}} \quad (\text{C.17})$$

Cette façon de faire, préconisée par Cowell [1995] a pour avantage d'utiliser toute l'information disponible sur chaque tranche  $[s_i, s_{i+1}]$ , ce qui augmente la précision de l'estimation. L'élasticité des coefficients estimés à la moyenne de  $Y$  sur l'intervalle est cependant plus délicate à calculer que ne l'est l'élasticité de  $\hat{a}_i$  à  $f_i$  dans le cas où seuls les effectifs sont connus. Tout d'abord, parce que  $\hat{a}$  ne s'exprime pas formellement en fonction de  $\mu$ , donc la dérivée de  $\hat{a}$  par rapport à  $\mu$  n'est pas directement calculable. On peut certes utiliser le théorème des fonctions implicites pour calculer la valeur de cette dérivée en  $\mu_i$  mais le résultat n'est pas très éclairant<sup>5</sup>. Ensuite, parce que le paramètre d'intérêt n'est pas réellement la variation de  $a$  suite à une variation de  $\mu_i$  de 1%, mais suite à une variation de  $\mu_i$  de 1 % de la taille de l'intervalle  $[s_i, s_{i+1}]$ .

Pour pallier ces difficultés, on peut évaluer la sensibilité de  $\hat{a}$  à  $\mu$  avec des expériences de Monte-Carlo, selon la procédure décrite à la section C.3.2.

Comme précédemment, rien ne garantit que les coefficients estimés par cette méthode seront égaux sur chaque tranche, même si la distribution sous-jacente suit bien une loi de Pareto à coefficients constants. Mais les écarts-types qu'on peut calculer par simulation de Monte-Carlo nous permettent d'accepter ou de rejeter avec plus de certitude l'hypothèse d'égalité des coefficients. Cette méthode nous aide donc à la fois à résoudre le problème de l'estimation (puisqu'on fait le meilleur usage ici de toute l'information disponible) et celui de l'identification (puisqu'on va pouvoir plus facilement accepter ou rejeter l'hypothèse d'égalité des coefficients). Son désavantage principal est sa complexité, puisqu'en l'absence de solution formelle pour  $a(\mu)$ , elle nous oblige à utiliser un algorithme de résolution numérique.

### C.4.3 Cas particulier : la loi de Van der Wijk

Un cas particulier de la méthode précédente, qui la simplifie considérablement, consiste à estimer  $a$  et  $y_{min}$  non pas sur chaque intervalle  $[s_i, s_{i+1}]$ , mais sur chaque intervalle  $[s_i, +\infty]$ . On a pour cela besoin de la valeur moyenne de  $Y$  sur chaque  $[s_i, +\infty]$ , que nous notons  $\phi_i$ . Il est à noter qu'on peut la calculer aisément à partir des effectifs et des  $\mu_i$  par tranche ( $\phi_i = \frac{\mu_i f_i + \mu_{i+1} f_{i+1} + \dots}{p_i}$ ) ; il ne s'agit donc pas d'une information supplémentaire mais simplement d'une reformulation de l'information disponible. L'équation C.13 se réécrit :

$$\mathbb{E}(Y \geq s_i) = \frac{\int_{s_i}^{\infty} y f(y) dy}{\int_{s_i}^{\infty} f(y) dy} = \phi_i$$

<sup>5</sup>L'équation C.14, qu'on peut écrire  $f(a, \mu) = 0$  définit implicitement  $a$  en fonction de  $\mu$  :  $a = \phi(\mu)$ . Le théorème des fonctions implicites nous dit que  $\phi'(\mu_i) = -\frac{\frac{\partial f(a, \mu)}{\partial \mu}}{\frac{\partial f(a, \mu)}{\partial a}} = -\frac{(a-1)^2 (s_i^a - s_{i+1}^a)^2}{s_i^{2a} s_{i+1} + (-1 - (a-1) \log(s_i) + (a-1) \log(s_{i+1})) s_i^{1+a} s_{i+1}^a + s_i^{2a} s_{i+1}^{2a} + (-1 + (a-1) \log(s_i) - (a-1) \log(s_{i+1})) s_i^a s_{i+1}^{1+a}}$

Ce qui, par application de la loi de Van der Wijk (C.1), équivaut à  $bs_i = \phi_i$ , soit  $b = \frac{\phi_i}{s_i}$  ou encore, compte tenu du fait que  $b = \frac{a}{a-1}$  :

$$a_i = \frac{1}{1 - \frac{s_i}{\phi_i}} \quad (\text{C.18})$$

On peut ainsi calculer chaque  $b_i$  de tête, comme le rapport entre la richesse moyenne des individus situés au dessus du niveau de richesse  $s_i$  et le seuil  $s_i$ , dans le cas où la distribution étudiée est la richesse.  $a_i$  s'en déduit très facilement. Pour la dernière tranche ouverte, la formule pour le coefficient  $a$  est la même que celle indiquée à l'équation C.17.

Cette méthode utilisée par Piketty [1998] n'estime véritablement qu'un coefficient, comme lorsqu'on raisonne sur la courbe de Lorenz ou la fonction de répartition;  $y_{min}$  est automatiquement fixé à  $s_i$  ou à  $s_i p_i^{1/\hat{a}_i}$ . La prise en compte de l'information agrégée située au-delà de  $s_i$  lisse les variations du coefficient  $a$ . Plus l'intervalle est situé loin de la queue de la distribution, et plus  $\frac{\mu_i}{y}$  est petit, moins les coefficients estimés seront sensibles aux fluctuations statistiques de l'intervalle  $[s_i, s_{i+1}]$ .

## D Application de la loi de Pareto à l'ISF

De nombreuses études ont établi que la distribution des hauts revenus comme des hauts patrimoines peut être approximée par une loi de Pareto [Pareto, 1896], [Atkinson, 1975], [Soltow, 1975], [Feenberg et Poterba, 1993], [Piketty, 2001b]. La loi de Pareto apparaît donc comme la première candidate pour reconstituer la distribution complète des patrimoines imposables à l'ISF à partir des données par tranche fournies par la Direction générale des impôts (DGI) et le Conseil d'analyse économique (CAE).

Cependant, si, plusieurs modèles ont cherché à rationaliser la forme parétienne de la distribution des patrimoines (voir par exemple [Champernowne, 1953], [Wold et Whittle, 1957] et le dernier en date [Benhabib et Bisin, 2006]), ce n'est pas toujours de façon convaincante. La forme fonctionnelle exacte de la queue de la distribution des patrimoines ne sera toujours qu'une question empirique. De plus, l'impossibilité de confronter les extrapolations avec les données individuelles détenues par l'administration fiscale, et le fait que cette vérification n'ait nulle part été faite pour les hauts patrimoines, doit conduire à la prudence. Les données dont nous disposons indiquent-elles de façon convaincante que la distribution des patrimoines imposables à l'ISF suit une loi de Pareto ? Permettent-elles d'estimer les coefficients de cette loi avec précision ?

Nous disposons de deux ensembles d'informations sur la distribution des patrimoines imposables à l'ISF :

- Des renseignements sur le nombre de contribuables par tranches, qu'il s'agisse des cinq (puis 6 à partir de 1999) tranches d'imposition, ou de certains fractiles définis sur la population des imposables à l'ISF (P90-95 ; P95-99 ; P99-99,5 ; P99-5,99,9 ; P99,9-P99,99). Nous savons par exemple que 89 746 contribuables appartenaient à la première tranche d'imposition, donc avaient un patrimoine imposable compris entre 0,69 et 1,12 millions d'euros en 1995 (cf. tableau 1.1). Ils représentaient  $(89\,746/174\,571) \times 100 = 51,42\%$  des imposables à l'ISF et  $(89\,746/30\,585\,130) \times 100 = 0,29\%$  des foyers fiscaux. Nous savons également que, parmi les imposables à l'ISF, les 10 % les plus riches avaient un patrimoine taxable net supérieur à 2,49 millions d'euros.
- Nous disposons ensuite d'informations sur le patrimoine moyen des contribuables d'une tranche donnée (qu'il s'agisse à nouveau d'une tranche d'imposition ou d'un fractile). Nous savons par exemple que les 1 % des contribuables les plus riches (P99-100), qui détenaient plus de 8,65 millions d'euros, avaient un patrimoine imposable moyen de 21,23 millions d'euros.

Malheureusement, les données de la DGI et celles du CAE ne sont pas parfaitement homogènes. Celles de la DGI portent sur l'ensemble des imposables, alors que celles transmises au Conseil d'analyse économique ne concernent vraisemblablement qu'une partie (certes très importante) de ceux-ci (probablement les contribuables dont la déclaration était exploitable informatiquement pour les calculs demandés à l'occasion du rapport). Nous indiquons dans la

suite de cette annexe comment cette hétérogénéité peut être partiellement corrigée (1). Dans une seconde section, les techniques d'extrapolation utilisant toute l'information disponible pour chaque tranche sont appliquée à la distribution des patrimoines imposables à l'ISF (2). Une dernière section traite des corrections qui ont été opérées sur les estimations brutes (3).

## D.1 Régression et correction des effectifs CAE

Avec les mêmes notations que dans la section C, adaptées à notre problème, notons :

1.  $Y$  la variable aléatoire dont les valeurs sont les montants des patrimoines imposables à l'ISF,
2.  $s_i^{DGI}$  ( $i \in [1, 5]$ ) les cinq tranches d'imposition à l'ISF en 1995 (une sixième tranche,  $s_i = 15$  millions d'euros a été créée en 2000),
3.  $s_i^{CAE}$  ( $i \in [1, 5]$ ) les cinq fractiles, définis sur la population des imposables à l'ISF, qui sont indiqués dans le rapport du CAE (P90, P95, P99, P99,5, P99,9),
4.  $p_i$  le nombre de contribuables qui ont un patrimoine supérieur à  $s_i$  rapporté au nombre de foyers fiscaux,
5.  $f_i$  le nombre de contribuables qui ont un patrimoine taxable compris entre  $s_i$  et  $s_{i+1}$  rapporté au nombre de foyers fiscaux,
6.  $\mu_i$  le patrimoine moyen des imposables de la tranche  $[s_i, s_{i+1}]$ .

Nous disposons de 10 valeurs de la fonction de répartition pour estimer le coefficient  $a$  selon la méthode décrite à la section C.3.1. Cependant, les fractiles P90, P95, P99, P99,5, P99,9 du rapport du CAE sont définis relativement à un effectif qui est théoriquement celui du nombre de contribuables à l'ISF, soit 174 571 (P90 regroupant alors les  $174\,571/10 = 17\,457$  contribuables les plus riches), mais qui ne représente en réalité que la fraction des contribuables dont la déclaration a pu être traitée informatiquement par les services de la Direction générale des impôts, donc un nombre légèrement inférieur à 174 571<sup>1</sup>. Supposer que l'effectif total du CAE est 174 571, comme dans le tableau ci-dessous (D.1) conduit à une erreur dans les  $p_i^{CAE}$ , et donc, *a priori*, à mal estimer  $a$  lors d'une régression mêlant des  $p_i$  non comparables.

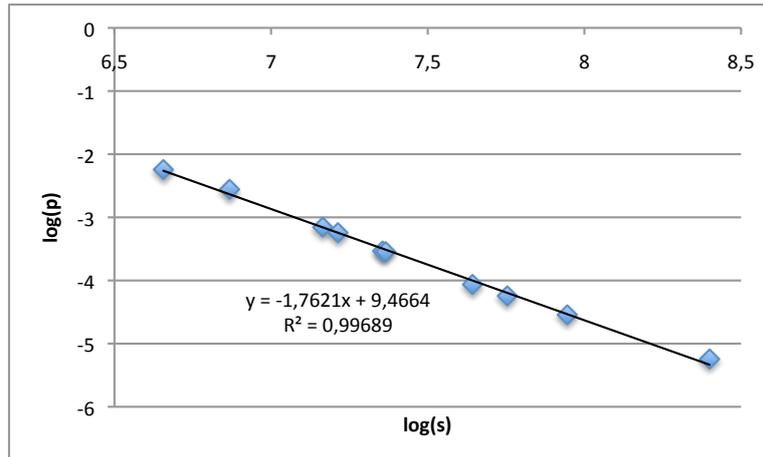
TAB. D.1: Valeurs utilisées pour la régressions biaisée de  $\log(p)$  sur  $\log(s)$

Seuil	$s_i$ (M€)	$\log(s_i)$	Effectif cumulé	$\log(p_i)$
$s_1^{DGI}$	0,69	6,66	174 571	-2,24
$s_2^{DGI}$	1,12	6,87	84 825	-2,56
$s_3^{DGI}$	2,23	7,16	21 370	-3,16
$s_1^{CAE}$	2,49	7,21	17 457	-3,24
$s_4^{DGI}$	3,46	7,36	8 952	-3,53
$s_2^{CAE}$	3,54	7,37	8 729	-3,54
$s_5^{DGI}$	6,70	7,64	2 648	-4,06
$s_3^{CAE}$	8,65	7,75	1 746	-4,24
$s_4^{CAE}$	13,44	7,95	873	-4,54
$s_5^{CAE}$	38,25	8,40	175	-5,24

Calculs réalisés sous l'hypothèse (fausse) que l'effectif CAE est 174 571

<sup>1</sup>Cette subtilité n'est pas indiquée dans le rapport lui-même, mais elle l'est par exemple dans le rapport du Conseil des impôts [1998], où il est précisé que l'effectif sur lequel sont menés les calculs est de 173 629, au lieu des 174 726 imposables qu'il y avait en 1996, et cela parce qu'un certain nombre de déclarations ne sont pas exploitables informatiquement.

Comme on le constate à la figure D.1, l'impact de cette erreur est invisible sur double échelle logarithmique. Non seulement les différentes valeurs de la fonction de répartition semblent parfaitement alignées, même lorsque l'on passe des données DGI aux données CAE, qui s'appuient pourtant sur des effectifs totaux légèrement différents, mais le coefficient  $a$  estimé (1,762) ne diffère quasiment pas du coefficient  $a$  estimé après correction (cf. *infra* et graphique D.2). La raison en est que la fonction de répartition est par définition très peu sensible à de petites erreurs sur les effectifs.

FIG. D.1: Régression biaisée de  $\log(p)$  sur  $\log(s)$ 

Les conséquences de l'hétérogénéité des effectifs totaux se font en revanche beaucoup plus ressentir lorsque l'on calcule des coefficients  $a_i$  sur des tranches mêlant des données issues de la DGI et du CAE, selon la méthode expliquée à la section C.3. On l'a vu, de petites variations de l'effectif de l'intervalle sont susceptibles d'avoir un impact très élevé sur le coefficient  $a_i$  estimé lorsque l'intervalle est de petite taille ( $\frac{s_i}{s_{i+1}}$  proche de 1) et situé dans la queue de la distribution. Pour la tranche  $[s_4^{DGI}, s_2^{CAE}] = [3,46 \text{ M€} - 3,54 \text{ M€}]$ , une erreur de 1 % sur l'effectif total CAE, se traduisant par une erreur de 1 % sur le nombre de contribuable au-delà de 3,54 millions d'euros, implique une erreur de 39,36 % sur la valeur estimée du coefficient  $a$ .

Pour essayer de retrouver approximativement l'effectif total auquel se réfèrent les données du CAE, on peut remarquer que le coefficient  $a$ , quand il est estimé sur des données homogènes (que ce soit celles du CAE ou celles de DGI, mais pas les deux réunies), apparaît remarquablement stable entre 1,12 et 3,54 millions d'euros (il est compris entre 1,97 et 2,01, cf. tableau D.2). On peut ainsi raisonnablement supposer que le véritable coefficient  $a$  sur l'intervalle  $s_3^{DGI} - s_1^{CAE} = [2,23 \text{ M€} - 2,49 \text{ M€}]$  devrait être compris entre 1,97 et 2,01, tout en étant compatible avec le profil monotone à partir de 1,12 M€ (en l'occurrence décroissant) des coefficients que fait apparaître l'estimation sur données séparées. Ces deux conditions imposent à l'effectif total CAE d'être compris entre 171 140 et 171 530. Nous choisissons de le fixer au milieu, soit 171 335 - un choix qui n'a guère d'influence que sur la valeur du coefficient  $a_i$  estimé sur le petit intervalle  $[s_4^{DGI}, s_2^{CAE}] = [3,46 \text{ M€} - 3,54 \text{ M€}]^2$ .

Le deuxième problème que révèle le calcul des  $a_i$  est le caractère à l'évidence non parétien de la distribution du patrimoine imposable dans la première tranche  $[s_1^{DGI}, s_2^{DGI}] =$

<sup>2</sup>Dans le rapport du Conseil des impôts [1998], 0,63 % des infos sont non traitables, contre 1,85 % ici.

TAB. D.2: Valeurs de  $a$  estimées sur les données séparées

DGI		CAE	
tranche	$a$	tranche	$a$
0,69-1,12	1,48	2,49-3,54	1,97
1,12-2,23	2,01	3,54-8,65	1,80
2,23-3,46	1,98	8,65-13,44	1,57
3,46-6,70	1,84	13,44-38,25	1,54
>6,70	1,63	>38,25	1,90

[0, 69M€ – 1, 12 M€]. Sur cette tranche, qui ne souffre d'aucun problème d'hétérogénéité des données, le coefficient  $a$  est estimé à 1,48, ce qui est bien moins que partout ailleurs, et en particulier nettement moins que le coefficient issu de la régression. Un coefficient faible signifie que le nombre d'imposables dans la tranche est relativement plus petit que dans les autres tranches (c'est évident quand on regarde la formule donnant  $a$  (C.6) : pour un intervalle de taille donnée ( $\frac{s_{i+1}}{s_i}$  fixe),  $a$  diminue quand  $\frac{p_i}{p_{i+1}}$  diminue, c'est-à-dire quand le rapport entre le nombre de contribuables au-delà de  $s_i$  et le nombre de contribuables au-delà de  $s_{i+1}$  diminue). On met ainsi en évidence le phénomène d'évitement de l'impôt au niveau du seuil d'imposition : le nombre de personnes déclarant un patrimoine taxable compris entre 0,69 et 1,12 millions d'euros est bien inférieur au nombre réel de foyers fiscaux à ce niveau de richesse. Le coefficient de 1,48 obtenu en utilisant les effectifs des deux premières tranches reflète ce phénomène, et nous conduit à écarter, par précaution, l'hypothèse que les patrimoines suivent une loi de Pareto dans la première tranche d'imposition.

Une fois ces deux problèmes mis en évidence (effectif CAE inférieur à l'effectif DGI, et évitement de l'impôt au niveau du seuil d'imposition), nous faisons à nouveau tourner la régression pour estimer  $a$  en corrigeant l'effectif CAE (171 335 au lieu de 174 571) et en supprimant la première observation. On trouve un  $a = 1,7575$ , ce qui à peine différent de celui trouvé hors correction. Le tableau D.3, qui compare les  $a_i$  estimés sans homogénéisation de l'effectif total et après correction, montrent cependant qu'une telle correction est bien nécessaire.

TAB. D.3: Valeur des coefficients  $a$  avant et après correction

Tranche (M€)	$a$ avant correction	$a$ après correction
0,69-1,12	1,48	–
1,12-2,23	2,01	2,01
2,23-2,49	1,82	1,99
2,49-3,46	2,03	1,98
3,46-3,54	1,10	1,92
3,54-6,70	1,87	1,84
6,70-8,65	1,63	1,70
8,65-13,44	1,57	1,57
13,44-38,25	1,54	1,54
> 38,25	1,90 <sup>1</sup>	1,90 <sup>1</sup>

<sup>1</sup> Coefficient estimé en utilisant l'information sur le 6e fractile fourni par le CAE, à savoir que 17 contribuables avaient un patrimoine imposable supérieur à 128 millions d'euros en 1995.

L'estimation des coefficients  $a_i$  par tranche révèle une grande stabilité de  $a$  sur 95 % de la distribution. Sur les 5 % restant (contribuables ayant un patrimoine imposable supérieur à 3,54 millions d'euros), le profil est plus heurté :  $a$  décroît d'abord, jusqu'à 38,25 millions d'euros, puis croît à partir de ce niveau de fortune (au-delà duquel se situent environ 171

contribuables). Ces variations, même si elles ne concernent que 9000 contribuables environ, ne sont pas à négliger, car elles concernent les plus gros contributeurs au produit de l'ISF, et ceux qui sont le plus susceptibles, sur la période 1995-2006, de s'être délocalisés pour raisons fiscales.

Le première chose à faire est de s'assurer que les variations observées du coefficient  $a$  ne sont pas simplement dues au fait que l'estimation par les effectifs devient de plus en plus sensible à de petites variations aléatoires à mesure qu'on avance vers la fin de la distribution. Autrement dit, peut-on exclure, à la vue des  $a_i$  du tableau D.3, que la distribution des patrimoines imposables suive une loi de Pareto à coefficients  $a$  et  $y_{min}$  fixes? Pour répondre à cette question, nous procédons à une simulation de Monte Carlo, selon un procédé décrit à la section C.3.2, afin de calculer des écarts-type pour les  $a_i$  estimés sur chaque intervalle. Nous estimons tout d'abord un coefficient  $a$  par régression de  $\log(p_i)$  sur  $\log(s_i)$  en utilisant les valeurs de la fonction de répartition en 1,12 ; 2,23 ; 2,49 et 3,46 millions d'euros (après correction de l'effectif CAE pour homogénéisation). Nous estimons ainsi un  $\hat{a} = 2,0017$  ( $R^2 = 1$ ). Puis nous générons une distribution de 174 571 observations suivant une loi de Pareto de coefficient  $a = 2,0017$  et  $y_{min} = 690\,594$ , que nous découpons en 10 tranches comme dans les données DGI et CAE ; nous calculons le coefficient  $\hat{a}_i$  pour chacune de ces tranches, répétons l'opération 1000 fois, calculons l'écart-type de chacun des  $\hat{a}_i$  et un intervalle de confiance au seuil de 95 %<sup>3</sup>. Les résultats de ces simulations sont indiqués au tableau D.4.

TAB. D.4: Ecart-type estimé des  $\hat{a}_i$  pour une loi de Pareto de coefficient  $a=2,002$

Tranche (M€)	$a$ moyen	Ecart-type	Intervalle de confiance
0,69-1,12	2,002	0,006	[1,99-2,01]
1,12-2,23	2,002	0,010	[1,98-2,02]
2,23-2,49	2,002	0,035	[1,93-2,07]
2,49-3,46	2,002	0,025	[1,95-2,05]
3,46-3,54	2,001	0,113	[1,78-2,22]
3,54-6,70	2,003	0,030	[1,94-2,06]
6,70-8,65	2,001	0,074	[1,86-2,15]
8,65-13,43	2,005	0,080	[1,85-2,16]
13,43-38,25	2,008	0,119	[1,77-2,24]
> 38,25	2,085	0,397	[1,31-2,86]

On vérifie le fait que l'écart-type augmente quand la taille de l'intervalle diminue (voir par exemple l'intervalle [3,46 M€ – 3,54M€]) et quand on se rapproche de la queue de la distribution, même pour des intervalles de grande taille (voir les deux derniers intervalles). De plus, en comparant les intervalles de confiance aux  $\hat{a}_i$  estimés après correction de l'effectif CAE (tableau D.3) :

- on peut rejeter l'hypothèse que la distribution suit une loi de Pareto de coefficient  $a = 2,002$  à partir de 3,54 millions d'euros (ce qui correspond au seuil du fractile P95 dans les données CAE). A partir de 3,54 millions en effet, les  $\hat{a}_i$  n'appartiennent plus à l'intervalle de confiance calculé sous l'hypothèse que  $a = 2,002$  (à l'exception du coefficient de la dernière tranche, qui n'est cependant pas du tout estimé de façon satisfaisante par la méthode des effectifs).
- en revanche, l'hypothèse que la distribution suit une loi de Pareto de coefficient  $a = 2$  environ de 1,12 à 3,54 millions d'euros constant sort indemne du test. Nous verrons

<sup>3</sup>Chaque échantillon de 1000  $a_i$  étant à peu près distribué selon une loi normale de moyenne  $\bar{a}_i$ , les intervalles de confiance s'écrivent  $[\bar{a}_i - 1,96\sigma; \bar{a}_i + 1,96\sigma]$

qu'elle est largement confirmée par les méthodes utilisant l'information sur les masses de patrimoine.

La chute des  $a_i$  à partir de 3,54 millions d'euros signifie que les contribuables au-delà de ce seuil sont plus nombreux que ne le laisserait penser la forme de la distribution des patrimoines taxables dans les trois premières tranches d'imposition à l'ISF. Le fait que le coefficient remonte à partir de 38,25 millions d'euros traduit la nécessité mathématique qu'à mesure qu'on se rapproche de l'individu le plus riche,  $a_i$  tend vers l'infini (on peut le voir en posant  $b_i = \frac{a_i}{a_i-1}$ . Comme on l'a établi (C),  $b_i$  est égal au patrimoine moyen des imposables au-delà du niveau de richesse  $s_i$  divisé par  $s_i$ . Pour le contribuable le plus riche de la distribution,  $b = 1$  et donc  $a = \infty$ .)

On peut se demander si, à partir de 3,54 millions d'euros, la distribution ne peut pas être décrite par une loi de Pareto à coefficients constants (mais différents, donc, de ceux caractérisant la distribution entre 1,12 et 3,54 M€). Pour cela, on régresse les 5 dernières valeurs de la fonction de répartition sur les seuils correspondants, ce qui nous permet d'estimer  $a$  à 1,6301. En menant une simulation de Monte Carlo comparable à celle décrite juste au dessus, on calcule des écarts-type pour les  $a_i$  estimés par les effectifs sous l'hypothèse que la distribution sous-jacente suit une loi de Pareto de coefficient 1,6301 (tableau D.5).

TAB. D.5: Ecart-type estimé des  $\hat{a}_i$  pour une loi de Pareto de coefficient  $a=1,6302$

Seuil (M€)	$a$ moyen	Ecart-type	Intervalle de confiance
0,69-1,12	1,630	0,005	[1,62-1,64]
1,12-2,23	1,630	0,008	[1,61-1,64]
2,23-2,49	1,629	0,025	[1,58-1,68]
2,49-3,46	1,631	0,017	[1,60-1,66]
3,46-3,54	1,627	0,075	[1,48-1,77]
3,54-6,70	1,631	0,019	[1,59-1,67]
6,70-8,65	1,629	0,042	[1,55-1,71]
8,65-13,43	1,630	0,042	[1,55-1,71]
13,43-38,25	1,632	0,054	[1,53-1,74]
> 38,25	1,630	0,133	[1,37-1,89]

En comparant les intervalles de confiance aux valeurs des  $a_i$  estimées par la méthode des effectifs, on voit qu'on ne peut pas rejeter l'hypothèse que la distribution suive une loi de Pareto de coefficient  $a = 1,6302$  à partir de 6,70 millions d'euros (et ce à l'exception de la dernière tranche qui concerne 171 imposables). On peut en revanche rejeter cette hypothèse sur l'intervalle de « transition » 3,54-6,70 millions d'euros. De plus, le test ainsi effectué est à puissance faible (au sens où la probabilité de rejeter l'hypothèse d'égalité des coefficients alors qu'elle est fautive est faible), et les  $\hat{a}_i$  sont souvent très proches des extrémités des intervalles de confiance. Il est donc nécessaire de mener un test similaire pour les coefficients estimés en utilisant l'information sur les masses de patrimoine.

Un rapide bilan d'étape à ce stade :

- La distribution des patrimoines imposables à l'ISF ne suit pas une loi de Pareto de coefficient  $a$  constant (hypothèse qui est rejetée avec un test à puissance faible comme celui que nous venons de décrire dans cette section).
- On ne peut pas rejeter l'hypothèse que la distribution puisse être découpée en deux sous-distributions (l'une de coefficient  $a = 2,01$  jusqu'à 3,54 millions d'euros, la seconde de coefficient  $a = 1,63$  à partir de 6,70 millions d'euros, avec une transition qui reste à définir entre 3,54 et 6,70 millions d'euros). Cependant, la stabilité de la distribution à partir de 6,70 millions d'euros est douteuse et mérite des tests plus précis. La prise en compte de

l'information sur les masses de patrimoine nous permet-elles d'affiner les intervalles de confiance et de rejeter l'hypothèse d'égalité des coefficients  $a_i$  à partir de 6,70 millions d'euros? (section C.2.)

- Plus généralement, il apparaît que la distribution des patrimoines imposables à l'ISF suit une loi de Pareto où les coefficients varient eux mêmes avec  $y$  (qu'ils soient différents et constants sur chaque intervalle, ou qu'ils varient de façon continue avec le patrimoine  $y$ ). Quelle forme retenir pour  $a(y)$ ? (section C.3)

## D.2 Utilisation des masses

En appliquant la méthode décrite à la section C.4.1, on peut calculer des coefficient  $a_i$  en considérant chaque observation d'effectif et de patrimoine comme une observation de la courbe de Lorenz.

S'il manque 1500 observations dans le fichier des contribuables qui a été utilisé pour produire les statistiques du CAE, il y a de fortes chances que les patrimoines moyens ne soient pas homogènes entre les données DGI et CAE. Ceci risque de biaiser, même après correction de l'effectif CAE, l'estimation des coefficients  $a$  sur les intervalles qui mêlent des données du CAE et des données DGI. Ce biais est visible dans les changements de monotonie du coefficient  $a$  que fait apparaître l'estimation à partir de la courbe de Lorenz (tableau D.6).

TAB. D.6: Coefficient  $a$  estimé sur la courbe de Lorenz

$s_i$ (M€)	Effectif	Patrimoine (€)	Part	$a$
0,69	174 571	2,81E+11	100%	1,87
1,12	84 825	2,01E+11	72%	1,86
2,23	21 370	1,06E+11	38%	1,84
2,49	17 134	9,59E+10	34%	1,77
3,46	8 952	7,23E+10	26%	1,87
3,54	8 567	7,09E+10	25%	1,70
6,70	2 648	4,37E+10	16%	1,72
8,65	1 713	3,64E+10	13%	1,71
13,44	857	2,73E+10	10%	1,83
38,25	171	1,31E+10	5%	1,79

Si les 1500 déclarations manquantes du fichier utilisé pour les données du CAE concernent davantage des foyers très fortunés que d'autres redevables, alors le patrimoine moyen des différents fractiles du CAE est sous-estimé. Ceci biaise toutes les estimations utilisant les masses de patrimoine et mêlant des données du CAE et de la DGI; et il n'y a guère de moyen d'annuler ce biais, car on ne sait pas quelle sélection a réellement été opérée et à quel point les contribuables les plus riches ont été sous-échantillonnés. Nous abandonnons donc l'estimation par raisonnement sur la courbe de Lorenz pour nous concentrer sur l'estimation utilisant toute l'information disponible de chaque intervalle (raisonnement sur la densité) après avoir retiré les tranches mêlant données CAE et données DGI. Cependant on est obligé de mêler ces deux sources pour estimer le coefficient  $a$  sur l'intervalle 6,70 millions d'euros (seuil de la dernière tranche d'imposition) – 8,65 millions d'euros (seuil du fractile P99), qui fait la jonction entre les deux sources de données. L'estimation utilisant toute l'information disponible fournit alors un coefficient négatif pour cet intervalle, tout comme pour la première tranche où les phénomènes d'évitement sont massifs. L'explication, dans les deux cas, est la même : le patrimoine moyen de l'intervalle retenu pour le calcul du coefficient  $a$  est trop élevé (dans la première tranche

parce qu'il manque des contribuables au début de la tranche ; dans l'intervalle de transition 6,70-8,65 millions d'euros parce que, du fait de la sélection opérée dans le fichier source du CAE, le patrimoine moyen du dernier centile est sous-estimé, donc le patrimoine moyen de l'intervalle 6,70-8,64, calculé par soustraction, est surestimé). Le tableau D.7 montre qu'à l'exception de ces deux intervalles où la méthode d'estimation sur la densité ne nous apprend rien, les coefficients trouvés sont sensiblement les mêmes que ceux calculés en raisonnant sur la fonction de répartition (i.e. en ne prenant en compte que les effectifs) : ils sont stables (autour de 2) entre 1,12 et 3,46 millions d'euros ; un décrochement s'opère dans la cinquième tranche, au sein de laquelle les coefficients semblent également stables mais à un niveau inférieur ( $a$  autour de 1,55), avant de croître à partir de 38 millions d'euros. Rappelons que la cinquième tranche (à partir de 6,7 millions d'euros) ne concerne que 2 648 contribuables et que la densité réelle a toutes les chances d'y être plus erratique qu'ailleurs.

TAB. D.7: Coefficients estimés sur la densité

Tranche (M€)	Effectifs	$f_i$	$\mu_i$	$a$	$y_{min}$
0,69-1,12	89 746	2,95E-03	892 902	-0,19	-
1,12-2,23	63 455	2,09E-03	1 496 153	1,96	56 137
2,23-3,46	12 418	4,09E-04	2 710 126	2,02	60 477
3,46-6,70	6 304	2,07E-04	4 568 852	1,96	53 435
6,70-8,65	935	3,08E-05	7 810 303	-4,33	-
8,65-13,44	857	2,82E-05	10 599 532	1,56	16 635
13,44-38,25	685	2,26E-05	20 663 092	1,54	15 232
> 38,25	154	5,07E-06	61 136 694	1,66	26 993

L'estimation par la loi de Van der Wijk (tableau *infra*) confirme le profil des coefficients  $a$  en forme de « fer à cheval », si on retire le coefficient estimé sur la première tranche (égal à 1,75) qui n'a pas grand sens en raison de la faiblesse du patrimoine de la première tranche en proportion du patrimoine total. In fine, les estimations utilisant les masses de patrimoine tendent à confirmer que l'essentiel de la distribution peut être modélisée en deux tranches (avant et après le dernier seuil d'imposition), de coefficients quasiment stables (environ  $a = 2$  et  $y_{min} = 60\ 000$  au début,  $a = 1,6$  et  $y_{min} = 20\ 000$  environ à la fin). Toutefois, pour en être absolument certain, il faudrait calculer des écarts-type par simulation de Monte Carlo comme précédemment, le calcul cependant est ici grandement complexifié par le fait que  $\hat{a}$  n'a pas de solution formelle.

Seuil (M€)	Patrimoine moyen (M€)	b	a
0,69	1,61	2,33	1,75
1,12	2,37	2,11	1,90
2,23	4,97	2,23	1,81
2,49	5,60	2,25	1,80
3,46	8,10	2,34	1,75
3,54	8,27	2,34	1,75
6,70	16,49	2,46	1,68
8,65	21,23	2,45	1,69
13,44	31,85	2,37	1,73
38,25	76,61	2,00	2,00

### D.3 Que choisir ?

Les extrapolations menées en découpant la distribution en deux sous-distribution parétiennes de coefficients différents fournissent globalement des résultats proches des données agrégées. Pour diminuer au maximum l'écart avec les données par tranche, nous amendons légèrement ce scénario en créant deux tranches supplémentaires : une entre 3,54 et 8,25 millions d'euros, très proche de la première portion de densité, et qui ménage en quelque sorte une transition avec la cinquième tranche du barème et une tranche pour les 0,01 % des contribuables les plus riches (patrimoine déclaré supérieur à 38,25 millions d'euros). Les valeurs des coefficients retenus, et la méthode par laquelle ils sont calculés, est résumée dans le tableau D.8.

TAB. D.8: Coefficients retenus pour l'extrapolation

Patrimoine (M€)	$a$	$b$	$y_{min}$	Méthode
De 0,3 à 3,54	2,01	1,99	59 878	Densité
De 3,45 à 8,25	1,96	2,04	53 435	Densité
De 8,65 à 38,25	1,57	2,75	17 035	Densité
> 38,25	2,00	2,00	89 803	Densité

Ainsi, la densité des patrimoines déclarés est découpées en quatre portions de densité suivant chacun une loi de Pareto de coefficients légèrement différents. La conséquence de cette façon de faire est que la densité extrapolée présente trois discontinuités (mais pas la fonction de répartition). Ces densités sont certes très modestes (les sauts du coefficient  $a$  étant « compensés » par les sauts du coefficient  $y_{min}$ ), mais comme elles n'ont aucune justification économique, nous ménageons une transition linéaire de la densité entre chaque portion parétiennne (i.e. la densité autour de chaque discontinuité est remplacée par une droite joignant continuellement à gauche et à droite les densités parétiennes). Ainsi, nous disposons d'une densité extrapolée en tous points continus et conforme au pourcent près avec les données groupées, cf. tableaux 1.4 et 1.5 de la section 1 pour la comparaison avec les effectifs et les recettes réelles, et tableau infra pour la comparaison avec les patrimoines moyens par tranche réels).

TAB. D.9: Patrimoines moyens extrapolés

Millions d'€	Patrimoine moyen		
	Extrapolé	Réel	Ecart
0,69-1,12	0,86	0,89	-4,2 %
<i>Avec effet évitement</i>	<i>0,90</i>	<i>0,89</i>	<i>0,6 %</i>
1,12-2,23	1,49	1 50	-0,2 %
2,23-3,46	2,71	2,71	0,0 %
3,46-6,70	4,57	4,57	0,0 %
6,70-8,65	7,56	n.s. <sup>1</sup>	n.s. <sup>1</sup>
8,65-13,44	10,60	10,60	-0,0 %
13,44-38,25	20,61	20,66	-0,3 %
> 38,25	76,46	76,61	-0,2 %
Moyenne	1,42	1,61	-11,7 %
<i>Avec effet évitement</i>	<i>1,61</i>	<i>1,61</i>	<i>-0,1 %</i>

[1] Données par tranches et par fractiles non homogènes

Une autre façon de procéder aurait consisté à prendre pour densité une fonction où  $a$  et  $y_{min}$  sont eux-mêmes des fonctions continues du niveau de patrimoine. Nous avons essayé cette solution avec un ensemble de polynôme pour  $a(\cdot)$  et  $y_{min}(\cdot)$ , ainsi qu'avec des fonctions linéaires par morceaux; les extrapolations subséquentes divergeaient toutes sensiblement des données groupées.

Pour simuler la distribution des patrimoines en 2006 après inflation par la croissance des actifs patrimoniaux, il est nécessaire d'avoir des renseignements sur la distribution des patrimoines en dessous du seuil d'imposition. En l'absence de données fiscales, la source la plus pertinente est l'enquête patrimoine de l'INSEE réalisée en 1998. Les ménages participant à l'enquête sont interrogés sur le montant qu'ils pourraient retirer de la vente de ce qu'ils possèdent. Cette question est posée pour chaque actif possédé, mais également par grand type de produits (livrets, épargne logement, assurance vie et valeurs mobilières) ainsi que pour le patrimoine pris dans sa totalité.

Les montants sont recueillis en fourchette, en tranche ou en clair. A partir de l'ensemble des déclarations, des montants en continu sont reconstitués dans l'enquête. Ces montants en continu sont calculés par la technique dite « des résidus simulés »<sup>4</sup>. La méthode est la suivante :

1. Une prédiction des différents montants de patrimoine de chaque enquêté est reconstituée par régression linéaire sur un certain nombre de variables explicatives,
2. Pour un enregistrement donné, un résidu est tiré aléatoirement et ajouté à l'estimateur, en imposant au résultat de se situer dans la tranche ou la fourchette déclarées lors de l'enquête.

En toute rigueur, il faudrait construire des variables continues qu'à partir des éléments de patrimoine qui entrent dans l'assiette de l'ISF (en excluant donc en particulier les biens professionnels). Ceci dit, en raison du nombre élevé de non réponse pour les déclarations par type d'actif (valeur du patrimoine financier / valeur du patrimoine immobilier / valeur du patrimoine professionnel), nous nous limitons à étudier la variable continue reconstruite au sein même de l'enquête à partir du patrimoine total déclaré. Nous conservons les déclarations pour lesquelles le patrimoine total dépasse 300 000 euros, soit 998 observations (sur 10 207, dans une enquête qui sur-échantillonne légèrement les plus riches).

Sous l'hypothèse que la distribution des patrimoines, dans le dernier décile, suit une loi de Pareto, nous pouvons estimer le coefficient  $a$  en utilisant cette fois des estimateurs adaptés aux données individuelles. On peut montrer facilement que l'estimateur du maximum de vraisemblance s'écrit :

$$\hat{a} = n \left[ \sum_{i=1}^n \ln \frac{y_i}{y_{min}} \right]^{-1} \quad (\text{D.1})$$

où  $y_i, i = 1 \dots n$  sont les valeurs du patrimoine déclaré simulées en continu, supérieures à  $y_{min} = 300\,000$  euros. Cet estimateur est normal asymptotiquement et convergent (i.e.  $\hat{a} \rightarrow a$ ). L'écart-type s'écrit :

$$\sigma = \frac{a}{\sqrt{n}} + O(1/n) \quad (\text{D.2})$$

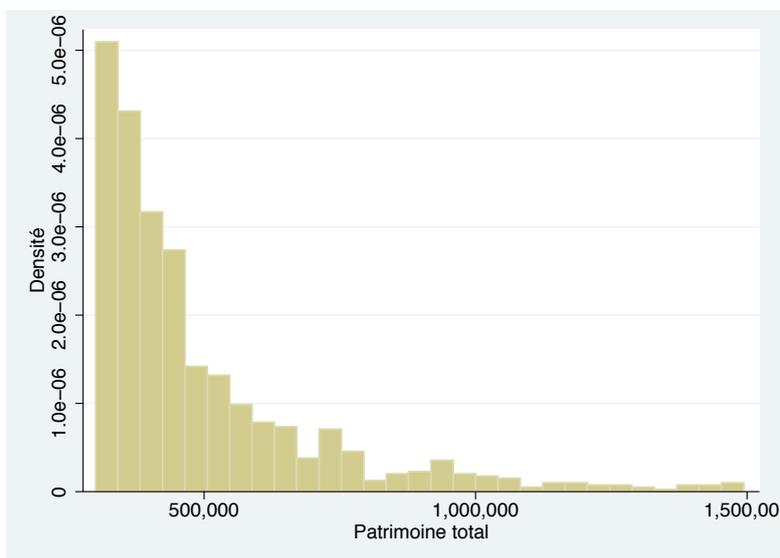
On trouve  $a = 2,026$  avec un écart type  $\sigma = 0,064$ , une valeur qui est très proche du

---

<sup>4</sup>Cf. Economie et statistique, n° 296-297, 1996.

coefficient trouvé sur les premières tranches du barème<sup>5</sup>. Compte tenu du fait que l'assiette de l'ISF est plus étroite que le patrimoine ici mesuré, ce qui est susceptible de déformer la distribution, nous prenons pour coefficient  $a$  de 0,3 à 0,69 millions d'euros celui estimé sur données groupées ; l'erreur ainsi commise est, au vu des indices disponibles, assez faible<sup>6</sup>.

FIG. D.2: Densité du patrimoine dans le dernier décile - Enquête patrimoine 1998



<sup>5</sup>Le patrimoine moyen des ménages ayant plus de 300 000 € étant égal à 587 420, le coefficient de la loi de Pareto estimé « de tête » est égal à  $b = 1,96$ , soit un coefficient  $a$  de 2,04.

<sup>6</sup>On peut alternativement remarquer que le coefficient  $a = 2,026$  estimé par le maximum de vraisemblance confirme le profil décroissant du coefficient  $a$  jusqu'à 38,25 millions d'euros et conserver cette valeur ; l'impact en termes d'extrapolation est marginal.

# Bibliographie

- AIGNER D. et GOLDBERGER A. (1970), « Estimation of Pareto's law from grouped observations », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 65, n° 330, pp. 712-723.
- ATKINSON A. (1975), « The distribution of wealth in Britain in the 1960s – the estate duty method re-examined », in J. D. SMITH (ed.), *The personal distribution of income and wealth*, National Bureau of Economic Research, New York.
- ATKINSON A. (2007), « Measuring top incomes : methodological issues », in ATKINSON A. et PIKETTY T. (eds.), *Top incomes over the twentieth century : a contrast between continental european and english-speaking countries*, Oxford university press, Oxford.
- ATKINSON A. et PIKETTY T. (2007), *Top incomes over the twentieth century : a contrast between continental european and english-speaking countries*, Oxford university press, Oxford.
- BENHABIB J. et BISIN A. (2006), « The distribution of wealth and redistributive policies », Levine's working paper archive 122247000000001162, UCLA department of economics.
- BODIE Z., MERTON R. et SAMUELSON W. (1992), « Labor supply flexibility and portfolio choice in a life cycle model », *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 15, pp. 427-449.
- CANNER N., MANKIW G. et WEIL D. (1997), « An asset allocation puzzle », *The American Economic Review*, vol. 87, pp. 181-191.
- CASS D. et STIGLITZ J. (1970), « The structure of investor preferences and asset returns, and separability in portfolio allocation : A contribution to the pure theory of mutual funds », *Journal of Economic Theory*, vol. 2, pp. 122-160.
- CHAMPERNOWNE D. (1953), « A model of income distribution », *The Economic Journal*, vol. 63, n° 250, pp. 318-351.
- CLAUSET A., SHALIZI C. et NEWMAN M. (2007), « Power-law distributions in empirical data », document de travail disponible à l'adresse : <http://arxiv.org/pdf/0706.1062v1>
- Commissariat général du Plan (2002), *La place des actions dans le patrimoine des ménages*, La documentation française, Paris.

- Conseil des impôts (1998), *La fiscalité du patrimoine*, 16e rapport du Conseil des impôts, Paris.
- Conseil des impôts (2004), *La concurrence fiscale et l'entreprise*, 22e rapport du Conseil des impôts, Paris.
- COWELL F. (1995), *Measuring Inequalities*, LSE handbook in economic series, London.
- DASSAULT O. (2006), Rapport de l'Assemblée nationale n°3246, Commission des finances de l'Assemblée nationale, Paris, <http://www.assemblee-nationale.fr/12/rapports/r3246.asp>
- DAVIES B., SANDSTROM S., SHORROCKS A. et WOLFF E. (2006), « The world distribution of household wealth », Wider project, document de travail.
- DEVROYE L. (1986), *Non-uniform random variate generation*, Springer-Verlag, New-York.
- 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.
- JOHNSON N. O. (1937), « The Pareto law », *Review of Economic Statistics*, vol. 19, pp. 20-26.
- LE CACHEUX J. et SAINT-ETIENNE C. (2005), « Pour une croissance équitable face à la concurrence fiscale », *Croissance équitable et concurrence fiscale*, rapport du Conseil d'analyse économique, n°56, La documentation française, Paris.
- MARINI P. (2004), « L'impôt de solidarité sur la fortune : éléments d'analyse économique pour une réforme de la fiscalité patrimoniale », rapport d'information n°351, Commission des finances du Sénat, Paris, <http://www.senat.fr/rap/r03-351/r03-351.html>
- MARINI P. (2007a), « Les dernières données disponibles en matière d'ISF et de délocalisations fiscales », communication, disponible sur <http://www.lesechos.fr/medias/2007/0215/300142653.pdf>
- MARINI P. (2007b), « Rapport au nom de la Commission des finances du Sénat sur le projet de loi en faveur du travail, de l'emploi et du pouvoir d'achat », rapport n°404, disponible en ligne à l'adresse : <http://www.senat.fr/rap/106-404/106-4041.pdf>
- MARINI P. (2008), « I.S.F. et délocalisations fiscales : un impact difficile à mesurer faute d'un tableau de bord satisfaisant », communication
- MIGAUD D. (1998), « Rapport d'information sur la fiscalité du patrimoine et de l'épargne », rapport de l'Assemblée nationale n°1052, disponible en ligne à l'adresse : <http://www.assemblee-nationale.fr/rap-info/i1065.asp>

- PARETO V. (1896), « Ecrits sur la courbe de la répartition de la richesse », in *Oeuvres complètes de Vilfredo Pareto*, Giovanni Busino, Librairie Droz, Genève, 1965.
- PERESS J., « Wealth, information acquisition, and portfolio choice », *The Review of Financial Studies*, vol. 17, no. 3, pp. 879-914.
- PIKETTY T. (1998), « 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.
- PIKETTY T. (2001a), « Les inégalités dans le long terme », *Inégalités économiques*, rapport du Conseil d'analyse économique, n°51, La documentation française, Paris.
- PIKETTY T. (2001b), *Les hauts revenus en France au XXe siècle : inégalités et redistribution, 1901-1998*, Grasset, Paris.
- PIKETTY T. (2008), « Wealth taxation in the 21st century : a personal view », in *Reforming the tax system for the 21st century : The Mirrlees review*, Institute for Fiscal Studies, London.
- SOLTOW L. (1975), « The wealth, income and social class of men in large northern cities of the United States in 1860 ». In J. D. SMITH (ed.), *The personal distribution of income and wealth*, National Bureau of Economic Research, New York.
- STERDYNIAK H. (2007), « La fiscalité française, un chef-d'oeuvre en péril? », *Regards croisés sur l'économie*, n°1 : « Quelle fiscalité pour quels objectifs? », Paris.
- Syndicat national unifié des impôts (1997), « Bilan fiscal d'une législature (1993-1997) », document disponible en ligne à l'adresse <http://www.snui.fr/gen/cp/dp/DPBF.html>
- VAN DER WIJK (1939), *Distribution of incomes and fortunes*, Nederlandsch Economisch Instituut, Haarlem.
- WOLD H. et WHITTLE P. (1957), « A model explaining the Pareto distribution of wealth », *Econometrica*, vol. 25, n°4, pp. 591-595.

# Table des figures

1.1	Densité des patrimoines imposables à l'ISF (4 premières tranches) . . . .	10
1.2	1995 – Densité des patrimoines imposables à l'ISF (dernière tranche) . .	12
1.3	1995 – Proportion des imposables à chaque seuil . . . . .	14
1.4	1995 – Evitement de l'ISF au niveau du seuil d'imposition . . . . .	16
1.5	Densité extrapolée des patrimoines déclarés . . . . .	17
2.1	Evolution des prix de l'immobilier en France . . . . .	24
2.2	Evolution des taux d'intérêt . . . . .	36
A.1	Bases exonérées connues en % des bases taxables totales – 2007 . . . . .	60
B.1	Evolution du nombre d'imposables à l'ISF — 1995-2006 . . . . .	65
B.2	Evolution du produit de l'ISF – 1995-2006 . . . . .	65
B.3	Répartition des redevables et du produit d'ISF par tranche – 2007 . . . .	67
B.4	Les charges de famille des redevables à l'ISF – 2002 . . . . .	68
B.5	Répartition de l'ISF par tranche d'âge des redevables en 2001 . . . . .	68
B.6	Structure des patrimoines déclarés à l'ISF – 1996 . . . . .	69
B.7	Structure du patrimoine brut imposable - dernier décile . . . . .	69
B.8	Répartition des bases imposables à l'ISF – 2005 . . . . .	70
B.9	Répartition des bases imposables de la 1ere tranche de l'ISF – 2005 . . .	70
D.1	Régression biaisée de $\log(p)$ sur $\log(s)$ . . . . .	83
D.2	Densité du patrimoine dans le dernier décile - Enquête patrimoine 1998	91

# Liste des tableaux

1.1	ISF 1995 – données par tranche . . . . .	9
1.2	ISF 1995 – Données par fractiles de patrimoine net . . . . .	11
1.3	1995 – Comparaison des patrimoines moyens par tranche . . . . .	15
1.4	Extrapolations des effectifs imposables à l’ISF en 1995 . . . . .	17
1.5	Extrapolation des recettes fiscales en 1995 . . . . .	19
1.6	Composition de l’assiette de l’ISF – 1995 et 1996 . . . . .	21
2.1	Coefficient multiplicatif pour les immeubles . . . . .	25
2.2	Actifs financiers des OPCVM, des assurances et des ménages - 1995 . . . . .	29
2.3	Passifs financiers des OPCVM, des assurances et des ménages - 1995 . . . . .	31
2.4	Détention des différentes classes d’actifs par les ménages - 1995 . . . . .	32
2.5	Trois scénarios sur la structure du patrimoine financier des imposable en 1995 . . . . .	35
2.6	Trois scénarios de croissance du patrimoine mobilier des redevables . . . . .	37
3.1	Comparaison des effectifs et produits totaux simulés et réels - 2006 . . . . .	40
3.2	Comparaison des effectifs simulés et des effectifs réels par groupe - 2006 . . . . .	41
3.3	Comparaison des produits simulés et des produits réels par groupe - 2006 . . . . .	42
3.4	Comparaison des effectifs et produits totaux simulés et réels - 2000 . . . . .	43
3.5	Comparaison des effectifs simulés et des effectifs réels par groupe – 2000 . . . . .	43
3.6	Simulations 2006 - scénario supérieur . . . . .	48
3.7	Borne supérieure pour le nombre d’exilés fiscaux en 2006 . . . . .	49
3.8	Simulations 2006 - scénario inférieur . . . . .	49
3.9	Borne inférieure pour le nombre d’exilés fiscaux – 2006 . . . . .	50
A.1	Evalution du coût des différentes exonérations et abattements de l’ISF . . . . .	59
A.2	Barème de l’ISF en 2008 . . . . .	60
B.1	Effectifs des assujettis à l’ISF de 1995 à 2007 . . . . .	64
B.2	Produit de l’ISF de 1995 à 2007 . . . . .	64
D.1	Valeurs utilisées pour la régressions biaisée de $\log(p)$ sur $\log(s)$ . . . . .	82
D.2	Valeurs de $a$ estimées sur les données séparées . . . . .	84
D.3	Valeur des coefficients $a$ avant et après correction . . . . .	84
D.4	Ecart-type estimé des $\hat{a}_i$ pour une loi de Pareto de coefficient $a=2,002$ . . . . .	85
D.5	Ecart-type estimé des $\hat{a}_i$ pour une loi de Pareto de coefficient $a=1,6302$ . . . . .	86

D.6	Coefficient $a$ estimé sur la courbe de Lorenz . . . . .	87
D.7	Coefficients estimés sur la densité . . . . .	88
D.8	Coefficients retenus pour l'extrapolation . . . . .	89
D.9	Patrimoines moyens exrapolés . . . . .	89