

## L'ATTITUDE À L'ÉGARD DES INÉGALITÉS EN FRANCE À LA LUMIÈRE DU SYSTÈME DE PRÉLÈVEMENT SOCIO-FISCAL

Thibault Gajdos\*  
Bertrand Lhommeau\*\*

*Mai 1999*

### RESUME

Les mesures traditionnelles des inégalités considèrent l'aversion collective à l'égard des inégalités comme un paramètre déterminé *a priori*. En particulier, ce paramètre est maintenu constant lorsqu'on effectue des comparaisons internationales ou intertemporelles. Nous proposons ici d'utiliser les données fiscales pour construire un indicateur d'inégalités qui tienne compte de l'attitude collective à l'égard des inégalités. Nous utilisons cet indicateur pour mesurer l'évolution des inégalités de revenus en France entre 1990 et 1997, à partir des données du modèle de micro-simulation construit par la division "Etudes Sociales" de l'Insee. Il ressort de notre analyse que l'aversion collective à l'égard des inégalités a notablement augmenté au cours de cette période, ce qui s'est essentiellement manifesté par une modification de la politique de prélèvements sociaux. Ainsi, bien que la *dispersion* des revenus disponibles soit restée à peu près constante sur la période considérée, les inégalités *perçues* auraient augmenté.

---

\* EUREQua, Université Paris 1.

\*\* INSEE, division Etudes Sociales.

Nous remercions Jérôme Accardo, Michel Dollé, Marc Fleurbaey, Yannick L'horty, Stefan Lollivier, Nicole Tabard, Daniel Verger et tous les participants des séminaires du CSERC et de la Direction des Statistiques Démographiques et Sociales de l'INSEE. Nous restons, bien entendu, seuls responsables des erreurs que peut contenir ce document.

## INTRODUCTION

La théorie de la mesure des inégalités entretient obstinément une ambiguïté qui porte sur l'objet même qu'elle prétend mesurer : s'agit-il des caractéristiques statistiques des distributions de revenus ? Ou bien s'agit-il de la façon dont sont *perçues* ces inégalités ? Dans le premier cas, les indices de dispersion statistiques (coefficient de variation, écart-type, rapport inter-quantiles, etc.) sont sans doute les plus indiqués. Dans le second cas, de tels indices sont, par définition, totalement inadaptés<sup>1</sup> : il faut utiliser des indices prenant en compte, d'une façon ou d'une autre, les opinions de la société en matière de justice distributive. Il n'y a, *a priori*, aucune raison pour que la manière dont les inégalités de revenus sont perçues et les caractéristiques de dispersion "objectives" des distributions de revenus coïncident. Or les indices d'inégalités normatifs (i.e. reposant sur un jugement concernant la justice distributive, représenté par le choix d'une fonction d'évaluation des distributions de revenus) traditionnels supposent que le degré d'aversion de la collectivité à l'égard des inégalités est un paramètre, imposé par le statisticien, et maintenu constant lorsqu'on effectue des comparaisons internationales ou intertemporelles.

Gajdos [1998] a proposé, en s'appuyant sur les travaux de Chateauneuf [1996] et Yaari [1988], un indice d'inégalités "subjectif"<sup>2</sup>, prenant explicitement en compte les opinions collectives en matière de justice distributive, en exploitant l'information véhiculée par le choix (observé) d'un système de prélèvements fiscaux. Nous proposons ici de calculer cet indice à partir des données du modèle de microsimulation de la division "Etudes Sociales" de l'INSEE. L'objectif de ce travail est essentiellement méthodologique, ce qui explique le choix de cette base de données. En effet, cette dernière reproduit très bien l'évolution de la fiscalité de 1990 à 1997. En revanche, les évolutions des revenus et des statuts sociaux et d'emploi ne sont pas prises en compte.

## INDICE SUBJECTIF D'INEGALITES : THEORIE

Considérons une distribution de revenus parmi  $n$  individus, ou  $n$  groupes d'individus de mêmes dimensions :  $x = (x_1, \dots, x_n)$ ,  $x_i \geq 0$ ,  $x_i \leq x_{i+1}$  ; appelons  $L$  l'ensemble des distributions de revenus de cette forme. La masse de chaque groupe de revenu est, par définition,  $\frac{1}{n}$ . Notons :  $e = (1, \dots, 1) \in R^n$ , et  $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ .

Parmi les indices d'inégalité éthiques usuels, il en existe une classe particulière, mais assez large : celle des indices relatifs (i.e. sans dimension), reposant, explicitement

---

(1) Pour une discussion plus détaillée de ce problème, cf. Sen [1992].

(2) Le terme "subjectif" prête à confusion. Il ne s'agit pas, en effet, d'un indice dépendant de la perception qu'ont *les individus* des inégalités, mais bien de celle de la "collectivité" ou, plus précisément, du décideur fiscal. Nous avons néanmoins retenu ce terme faute de mieux ...

ou non, sur une fonction d'évaluation des distributions de revenus, i.e. une fonction  $W(x)$  de  $R^n$  dans  $R$ . Ces indices, relatifs ont la forme suivante :

$$I(x) = 1 - \frac{K(x)}{\bar{x}} \quad (1)$$

où  $K(x)$  est le "revenu également distribué équivalent à  $x$ ", i.e. :  $W(x) = W(K(x)e)$ .

Parmi les indices normatifs relatifs, on compte en particulier l'indice d'Atkinson (Atkinson [1970]) et l'indice de Gini relatif. En effet, l'indice d'Atkinson est défini par :

$$\left\{ \begin{array}{l} I_A(x) = 1 - \left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{x_i}{\bar{x}} \right)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}, \quad \varepsilon > 0 \text{ et } \varepsilon \neq 1 \\ I_A(x) = 1 - \left( \prod_{i=1}^n \frac{x_i}{\bar{x}} \right)^{\frac{1}{n}} \quad \text{si } \varepsilon = 1 \end{array} \right.$$

Cet indice peut s'écrire sous la forme (1), avec :

$$\left\{ \begin{array}{l} W_A(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{x_i^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon}, \quad \varepsilon > 0 \text{ et } \varepsilon \neq 1 \\ W_A(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln(x_i), \quad \text{si } \varepsilon = 1 \end{array} \right.$$

De la même façon, l'indice de Gini, défini par :

$$I_G(x) = \frac{1}{2n^2 \bar{x}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |x_i - x_j| = 1 - \frac{1}{n^2 \bar{x}} \left( \sum_{i=1}^n (2(n-i)+1)x_i \right)$$

peut s'écrire sous la forme (1), avec :

$$W_G(x) = \frac{2(n-1)+1}{n^2} x_1 + \dots + \frac{2(n-i)+1}{n^2} x_i + \dots + x_n$$

Naturellement, le choix de la fonction d'évaluation des distributions de revenus est crucial. La fonction d'évaluation associée à l'indice d'Atkinson peut paraître insatisfaisante, dans la mesure où elle est symétrique, accordant le même poids à tous les individus, quels que soient leurs revenus. Sous ce rapport, la fonction d'évaluation associée à l'indice de Gini peut sembler séduisante, dans la mesure où, précisément, elle accorde des poids différents aux individus. Ces poids semblent cependant bien arbitraires. Dans les deux cas, le caractère constant des paramètres est gênant : comment admettre en effet, ce que supposent implicitement ces indices, que la perception des inégalités soit la même, mettons, en France et aux Etats-Unis ?

Afin de construire un indice prenant explicitement en compte les opinions de la société en matière de justice distributive nous avons proposé, en nous appuyant sur les travaux de Yaari [1988] et de Chateauneuf [1996], d'utiliser des fonctions d'évaluation des distributions de revenus de la forme suivante, définie sur les revenus avant ( $x$ ) et après ( $y$ ) impôts :

$$W(x, y) = \sum_{i=1}^n \alpha_i(x, y) u(y_i)$$

où  $u: R \rightarrow R$  est une fonction continue strictement croissante et  $\alpha_i: Z \rightarrow R$  sont  $n$  fonctions continues. L'indice d'inégalités subjectif relatif  $IS(x, y)$  est alors défini, conformément à l'équation (1), par :

$$IS(x, y) = 1 - \frac{u^{-1}\left(\sum_{i=1}^n \alpha_i(x, y) u(y_i)\right)}{\bar{y}}$$

La détermination des poids  $\alpha_i(z)$  se fait sous l'hypothèse que la société respecte le principe du "sacrifice fiscal absolu égal", proposé par J.S. Mill [1848], formalisé par Edgeworth [1925] et repris plus récemment par Yaari [1988], Young [1987] et Richter [1983] :

**Principe du sacrifice fiscal absolu égal :** *le sacrifice fiscal, mesuré par la fonction d'évaluation des distributions de revenus, est le même pour tous les individus*

Avant d'aller plus loin, une remarque, essentielle à une bonne compréhension du principe du sacrifice fiscal égal, s'impose. Le principe du sacrifice fiscal égal suppose une *séparation nette entre la politique de redistribution des richesses, et la politique fiscale*. On suppose en effet que la politique de subventions et de prélèvements se déroule en deux temps distincts. Dans un premier temps, un certain nombre de subventions sont allouées, par exemple dans le but de réduire les inégalités. Dans un second temps, des impôts sont prélevés afin de financer cette politique redistributive. Le principe du sacrifice fiscal égal s'applique à cette deuxième étape les prélèvements sont effectués de manière à imposer à tous le même sacrifice, sachant qu'une politique de subventions a éventuellement été menée en amont. L'effet net de ces deux politiques (politique de subventions et politique de prélèvements) peut être une redistribution effective des richesses entre les membres de la société. Ainsi, la maxime du sacrifice fiscal égal suppose que la politique de subventions est gouvernée par un principe de justice, tandis que la politique de prélèvements est gouvernée par un principe d'équité. Une conséquence de cette remarque est que le principe du sacrifice fiscal égal doit être appliqué à l'ensemble des revenus, *y compris les revenus sociaux*. Par ailleurs, on suppose implicitement que la fiscalité, à une date donnée, est effectivement jugée équitable par les membres de la société. Cette hypothèse exclut toute analyse *dynamique* des indices subjectifs. Seuls des exercices de *statique comparative* sont possibles.

Si l'on note  $x$  le profil de revenus avant impôts, et  $y$  le profil de revenu après impôts, on a, d'après le principe du sacrifice fiscal absolu égal :

$$\forall i \in \{1, \dots, n\}, \alpha_i(x, y) [u(x_i) - u(y_i)] = \text{constante}$$

Il est naturel d'introduire la propriété suivante :

**Propriété 1 :** *La multiplication par un même scalaire positif de tous les revenus, avant et après impôts, ne modifie pas le sacrifice fiscal collectif*

$$\forall x, y \in L, \forall \lambda \in R_{++}, S(\lambda x, \lambda y) = S(x, y)$$

$$\text{avec } S(x, y) = \sum_{i=1}^n \alpha_i(x, y) [u(x_i) - u(y_i)]$$

Il est alors possible de démontrer les résultats suivants (cf. Gajdos [1998]) :

**Proposition** *Si la société respecte le principe du sacrifice fiscal absolu égal, IS vérifie la propriété 1 si, et seulement si,  $u$  est définie à une transformation affine croissante près par  $u(x) = \ln(x)$ .*

L'indice subjectif est alors complètement déterminé :

$$IS(X, Y) = 1 - \frac{1}{Y} \exp \left[ \left( \sum_{i=1}^n \frac{1}{\ln(x_i) - \ln(y_i)} \right)^{-1} \sum_{i=1}^n \frac{\ln(y_i)}{\ln(x_i) - \ln(y_i)} \right]$$

Il est facile de vérifier que l'indice subjectif relatif vérifie la propriété d'invariance suivante :

**Propriété 2 :** *La multiplication de tous les revenus (avant et après impôts) par un même scalaire ne modifie pas l'indice IS*

Le poids attribué à l'individu  $i$  dans la fonction d'évaluation des distributions de revenus est donc inversement proportionnel au sacrifice imposé à cet individu. Les poids  $\alpha_i(x, y)$  caractérisent l'opinion de la société en matière de justice distributive. L'indice subjectif repose donc sur le principe des *préférences révélées* on ne connaît pas *a priori* les opinions collectives, mais on peut les déduire, *a posteriori*, de l'observation de la politique fiscale adoptée, sous l'hypothèse que la société respecte le principe du sacrifice fiscal absolu égal.

D'une manière générale, plus la pseudo courbe de Lorenz<sup>3</sup> des poids est concave et au-dessus de la diagonale, plus les pauvres ont un poids relatif important, et plus l'aversion collective à l'égard des inégalités est grande. Le pseudo indicateur de Gini<sup>4</sup>, qui représente le double de l'aire entre la courbe et la diagonale principale, est donc un bon indicateur du degré d'aversion de la société à l'égard des inégalités. A la limite, si la société accorde un poids unitaire au ménage le plus pauvre, et un poids nul à tous les autres ménages, le pseudo indicateur de Gini des poids sera égal à -1 (ou -100 si cet indice est exprimé en pourcents). De même, si la société attribue un poids unitaire au ménage le plus riche, et un poids nul à tous les autres ménages, le pseudo indicateur de Gini sera égal à 1 (ou 100 si cet indicateur est exprimé en pourcents). Enfin, si la société attribue le même poids à tous les ménages, le pseudo indicateur de Gini sera égal à 0.

## LES DONNEES

Les données que nous utilisons sont celles du modèle de microsimulation de la division "Etudes Sociales" de l'INSEE, dont on trouvera une description détaillée dans Gajdos et L'hommeau (1999). Cette base de données, disponible pour les années 1990 et 1997, présente l'avantage de prendre en compte de manière très précise l'évolution des prélèvements socio-fiscaux et des prestations sociales. En revanche, pour un même type de revenus (par exemple les salaires), aucune évolution de la dispersion de la distribution n'est donc prise en compte. De même, l'évolution de la structure démographique n'est pas prise en compte. Enfin, la simulation de la fiscalité indirecte s'effectue à structure de consommation inchangée entre 1990 et 1997.

Nous appelons ici revenu super-brut le revenu avant tout prélèvement (y compris les parts salariale et patronale des cotisations sociales) et après versement de toutes les allocations que perçoivent les ménages. Les ménages retenus sont ceux dont le revenu super-brut est strictement supérieur au revenu disponible (en ne prenant pas en compte les impôts indirects) et dont le revenu super-brut est strictement positif (l'indice subjectif ne permet en effet pas de prendre en compte les revenus négatifs, puisque les revenus interviennent dans la construction de cet indice sous forme logarithmique). Ont été exclus de l'échantillon les ménages dont le rapport (revenu super-brut/revenu disponible) est compris dans les centiles extrêmes de la distribution. Après filtrage, 2 363 ménages sont retenus. On trouvera ci-après les principales caractéristiques de l'échantillon filtré par rapport à l'échantillon initial.

### **TABEAU 1- Caractéristiques familiales des ménages de l'échantillon**

---

(3) La pseudo courbe de Lorenz est obtenue en triant la population par revenu croissant, puis en représentant la répartition des poids des ménages ainsi triés.

(4) Yaari [1988] propose d'utiliser l'indicateur de Gini. Cette approche n'est cependant valable que si l'on suppose que les poids sont décroissants (ce que suppose effectivement Yaari). Une telle hypothèse peut cependant paraître trop forte. Nous avons donc préféré généraliser la démarche de Yaari.

	Avant tout filtrage	Filtrage/revenus>0	Filtrage centiles
Seule	29,1	23,4	22,9
Monoparentale	7,2	8,0	7,8
Couple sans enfants	25,9	25,2	25,4
Couple 1 enfant	14,2	16,3	16,5
Couple 2 enfants	13,9	16,2	16,4
Couple 3 enfants ou plus	7,7	8,9	8,9
Autre	2,0	2,2	2,2

On remarque que le filtrage modifie de manière sensible la structure de l'échantillon, puisque le pourcentage de personnes seules passe de 29,1 % avant filtres à 22,9 % après filtres. Cet écart s'explique sans doute essentiellement par l'exclusion de l'échantillon de certains retraités, comme le montre le tableau suivant.

TABLEAU 2 - **Caractéristiques socio-professionnelles des ménages de l'échantillon**

	Avant tout filtrage	Filtrage revenus>0	Filtrage centiles
Chômeur	3,4	3,6	3,1
Indépendant	6,3	7,2	7,2
Profession libérale et chef d'entreprise	1,6	1,9	1,7
Cadre Etat et collectivité locale	2,0	2,4	2,4
Cadre privé	6,4	7,4	7,0
Profession intermédiaire, Etat et collectivité locale	2,9	3,4	3,5
Profession intermédiaire privé	9,9	11,6	11,7
Employé Etat et collectivité locale	3,6	4,2	4,3
Employé privé	7,0	8,2	8,3
Ouvrier	18,8	21,9	22,5
Retraité	30,9	23,5	23,6
Autre inactif	7,1	4,9	4,6

L'exclusion des retraités s'explique aisément, notamment par le fait que nombre d'entre eux étaient exonérés de cotisations sociales. Il n'en reste pas moins que cette altération de la structure socio-démographique de l'échantillon peut poser problème.

## EVOLUTION DES INEGALITES ET DE L'ATTITUDE A L'EGARD DES INEGALITES DE 1990 A 1997

Les inégalités que nous mesurons ici sont les inégalités de revenus disponibles. Dans un premier temps, nous avons défini le revenu disponible comme le revenu, exprimé en unités de consommation INSEE<sup>5</sup>, dont dispose le ménage après versement de l'ensemble des prestations, et prélèvements de l'ensemble des impôts, y compris les impôts indirects. Les principaux résultats sont résumés dans le tableau suivant<sup>6</sup>.

TABLEAU 3 - Indices d'inégalités et pseudo Gini des poids après l'ensemble des prélèvements

	Gini	Atkinson ( $\epsilon = 1,5$ )	Atkinson ( $\epsilon = 0,5$ )	Indice subjectif	Pseudo Gini des poids
1990	31,5	23,4	8,6	12,6	-8,4
1997	31,8	23,3	8,9	14,6	-8,7

Alors que les indices de Gini et d'Atkinson demeurent à peu près stables entre 1990 et 1997, l'indice subjectif croît notablement. En d'autres termes, *alors que la dispersion des revenus ne change pas ou peu entre 1990 et 1997, les inégalités sont jugées plus fortes en 1997 qu'en 1990*. Il faut toutefois noter que l'on compare ici les inégalités perçues par la société de 1990, et celles perçues par la société (dont les opinions en matière de justice distributive ont pu changer) de 1997. Aussi, deux effets différents peuvent jouer sur l'indice subjectif : un effet direct de l'évolution de la *distribution des revenus* d'une part, et l'effet des modifications des opinions de la société en matière de justice distributive d'autre part. Afin de mettre en évidence la contribution de chacun de ces effets à l'augmentation de l'indice subjectif, nous avons recalculé cet indice sur les revenus disponibles en 1997, mais avec les poids de 1990. Cet indice est égal à 13. Ainsi, si l'essentiel de l'évolution de l'indice subjectif provient de la modification des poids (l'indice subjectif augmente de 4 % lorsque l'on maintient les poids constants, et de 16 % lorsque l'on prend en compte l'évolution des poids), on remarque néanmoins que l'indice subjectif à *poids constants* augmente sensiblement. Cela confirme que la prise en compte des opinions révélées de la société en matière de justice distributive est susceptible de modifier substantiellement l'évaluation des changements de la distribution des revenus. Cela tient également à la nature des données retenues ici, dans la mesure où la structure socio-démographique est maintenue constante sur l'ensemble de la période.

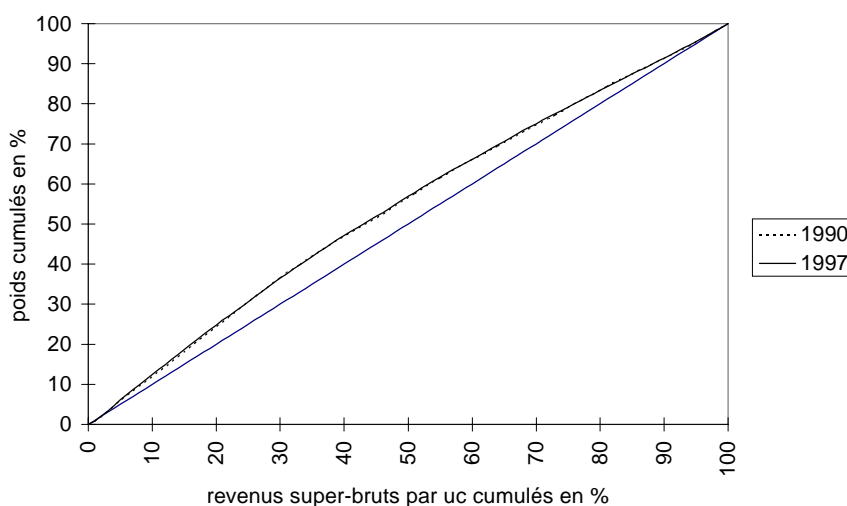
(5) Le premier adulte représente une unité de consommation, toutes les autres personnes âgées de 14 ans ou plus représentent chacune 0,5 unité et les enfants de moins de 14 ans représentent chacun 0,3 unité.

(6) Tous les indices présentés sont exprimés en termes de pourcentage.



L'hypothèse d'un accroissement de l'aversion de la société à l'égard des inégalités est renforcée par l'évolution du pseudo indicateur de Gini, qui diminue de 4,1 % entre 1990 et 1997. Cette évolution est visible si l'on compare les pseudo courbes de Lorenz<sup>7</sup> en 1990 et en 1997, la courbe de 1990 étant très légèrement au-dessous de la courbe de 1997.

GRAPHIQUE 1 - Pseudo courbes de Lorenz des poids après l'ensemble des prélèvements en 1990 et en 1997



On peut se demander si les résultats reproduits dans le tableau 3 sont robustes. Nous avons donc recalculé les différents indices sur des données cellulées, chaque cellule comprenant 50 ménages au moins : 480 cellules sont ainsi obtenues (tableau 4). Cette méthode est destinée à éliminer les variations individuelles non significatives susceptibles de perturber les indices.

TABLEAU 4 - Indices d'inégalités après l'ensemble de prélèvements sur données cellulées

	Gini	Atkinson ( $\epsilon = 1,5$ )	Indice subjectif
1990	30,0	20,8	17,8
1997	31,3	20,2	19,2

On constate que nos résultats semblent robustes : on retrouve en effet la relative stabilité de l'indice d'Atkinson, et l'augmentation significative de l'indice subjectif, bien que cette augmentation soit sensiblement plus faible que lorsqu'on effectue les

(7) Les pseudo courbes de Lorenz sont constituées de cent points, correspondant aux centiles de revenus superbrut par unité de consommation.

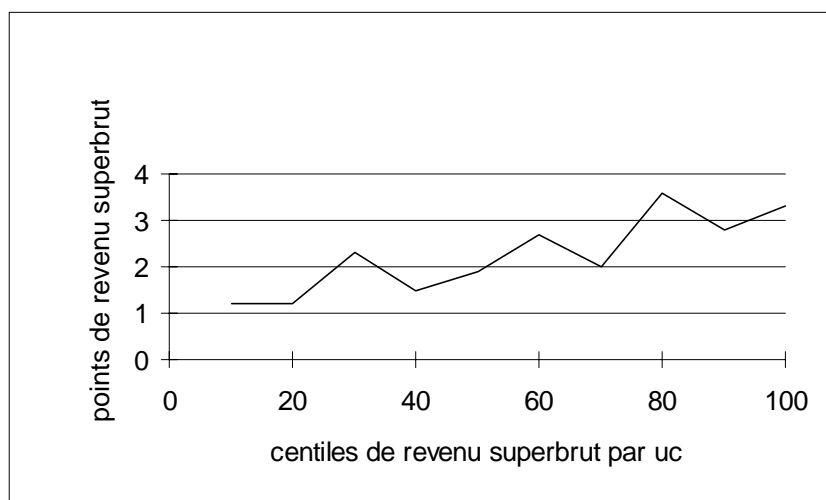
calculs sur données individuelles (+ 8 % contre + 16 %). Par ailleurs, l'indice de Gini augmente sensiblement. Mais on remarque qu'il varie en sens inverse de l'indice d'Atkinson. A tout le moins, les conclusions que l'on peut tirer des indices traditionnels sont donc ambiguës.

Dans la mesure où, nous l'avons vu, l'évolution de l'indice subjectif provient essentiellement des changements concernant les prélèvements et les prestations, il paraît souhaitable d'affiner l'analyse, et de *mesurer la contribution des différents éléments du système fiscal à cette évolution*. Une méthode possible consiste à reprendre les calculs des différents indices, en excluant successivement différents éléments du système fiscal. Cela permettra, par la même occasion, de mettre en évidence le caractère plus ou moins redistributif de ces différents éléments. C'est ce que nous nous proposons de faire dans la section suivante.

### LES CONSEQUENCES DE L'EVOLUTION DE LA FISCALITE

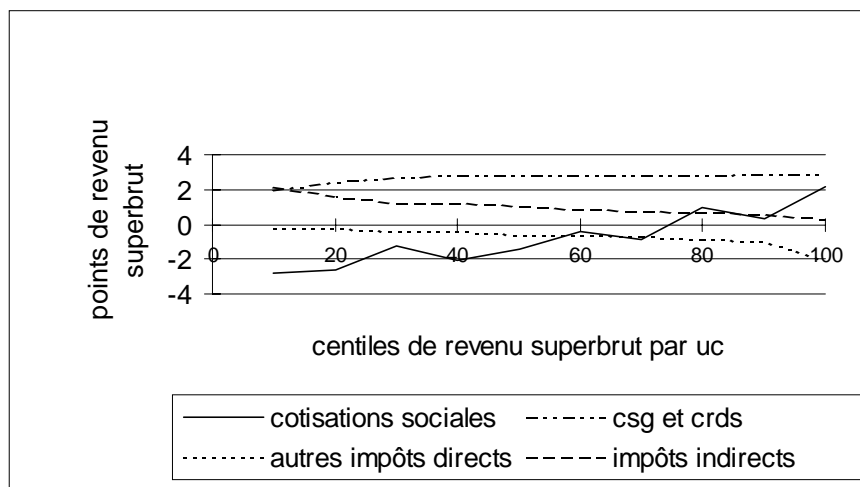
La fiscalité a sensiblement évolué de 1990 à 1997. Comme le montre le graphique suivant, la tendance a été à un renforcement du caractère progressif des prélèvements.

GRAPHIQUE 2 - Variation des prélèvements entre 1990 et 1997



Toutefois, cette évolution est très contrastée lorsqu'on isole les différentes composantes du système de prélèvements socio-fiscal.

GRAPHIQUE 3 - Variation des différents prélèvements entre 1990 et 1997



On constate que si les prélèvements sociaux (cotisations sociales, CSG et CRDS) ont effectivement évolué vers plus de progressivité, tel n'est pas le cas des autres prélèvements. Il nous a donc paru raisonnable d'isoler quatre composantes du système de prélèvements : les impôts indirects (TVA, droits sur les tabacs, TIPP), l'impôt sur le revenu des personnes physiques (IR), la taxe d'habitation et les cotisations sociales (CS) y compris la Cotisation Sociale Généralisée (CSG) et la Contribution au Remboursement de la Dette Sociale (CRDS).

### LES IMPOTS INDIRECTS

De 1990 à 1995, les impôts indirects ont connu un certain nombre de modifications. Tout d'abord, le taux majoré de la TVA a été progressivement réduit, puis supprimé en 1993 tandis que le taux normal de la TVA a augmenté de deux points en 1995 (de 18,6 % à 20,6 %). Par ailleurs, de 1990 à 1995, les droits d'accises sur les tabacs ont sensiblement augmenté<sup>8</sup>. Enfin, les contributions indirectes sur les produits pétroliers ont été considérablement majorées<sup>9</sup>.

(8) Ainsi, par exemple, les droits de consommation sur les cigarettes sont passés de 51,14 % en 1990 (avec un forfait de 30 F pour 1 000 cigarettes) à 54,50 % en 1997 (avec un forfait de 36,67 F pour 1 000 cigarettes).

(9) Le taux unitaire de TIPP pour un hectolitre de super sans plomb est passé de 274,81 F en 1990 à 376,23 F en 1997, tandis que le taux unitaire de TIPP pour un hectolitre de gazole est passé de 160,05 F à 232,79 F.

On peut se demander quelle a été l'influence de ces réformes sur l'indice subjectif. Nous avons donc recalculé les différents indices sur les revenus disponibles, *en ne déduisant pas les impôts indirects* (tableau 5).

TABLEAU 5 - Indices d'inégalités et pseudo Gini des poids avant impôts indirects

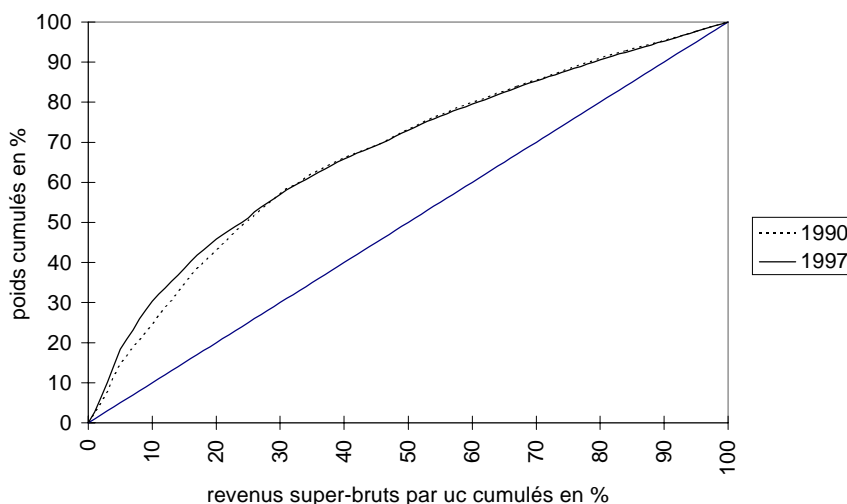
	Gini	Atkinson ( $\epsilon = 1,5$ )	Atkinson ( $\epsilon = 0,5$ )	Indice subjectif	Pseudo Gini des poids
1990	29,9	19,9	7,6	23,4	-33,6
1997	29,9	19,7	7,8	27,2	-34,9

On constate que les indices de Gini et d'Atkinson restent stables sur la période. Par ailleurs, l'indice subjectif augmente notablement. Toutefois, alors que les indices traditionnels sont plus faibles lorsqu'on ne prend pas en compte les impôts indirects (cf. pour comparaison le tableau 3), l'indice subjectif, lui, est *plus élevé*. Ce résultat *a priori* paradoxal illustre bien le fonctionnement de l'indice subjectif. En effet, la prise en compte des impôts indirects atténue le caractère progressif du système fiscal. Par conséquent, lorsque l'on ne prend pas en compte les impôts indirects, l'aversion révélée de la société à l'égard des inégalités est plus forte. Cela explique que l'indice subjectif d'inégalités soit plus élevé.

Toutefois, on remarque que l'accroissement de l'indice subjectif de 1990 à 1997 est inchangé lorsqu'on exclut les impôts indirects (+ 16 % dans les deux cas). *Cela conduit à penser que ce n'est pas l'évolution de la fiscalité indirecte qui est responsable de l'accroissement de l'indice subjectif de 1990 à 1997*. Cette analyse est confirmée par l'étude du pseudo indicateur de Gini des poids calculé avant impôts indirects. D'une part, cet indicateur est beaucoup plus faible lorsque les impôts indirects sont exclus, ce qui révèle leur caractère non progressif ; d'autre part, il diminue 4 % entre 1990 et 1997, ce qui tendrait à montrer que la diminution du pseudo indicateur de Gini des poids lorsque l'ensemble des prélèvements est pris en compte n'est pas due à l'évolution des impôts indirects.

Enfin, l'analyse des pseudo courbes de Lorenz conduit aux mêmes conclusions. La courbe de 1990 est sensiblement au-dessous de la courbe de 1997, lorsque les impôts indirects ne sont pas pris en compte, ce qui montre que ce ne sont pas ces impôts qui sont à l'origine de la configuration des pseudo courbes de Lorenz des poids lorsque l'ensemble des prélèvements est considéré. De plus, les pseudo courbes de Lorenz avant impôts indirects sont sensiblement plus concaves que les pseudo courbes de Lorenz calculées après l'ensemble des prélèvements, ce qui révèle, une fois encore, le caractère non progressif des impôts indirects.

GRAPHIQUE 4 - Pseudo courbes de Lorenz des poids avant impôts indirects en 1990 et 1997



#### ***L'IMPOT SUR LE REVENU DES PERSONNES PHYSIQUES***

Les *Lois de Finance* de 1994 et 1997 ont modifié sensiblement les dispositions de l'impôt sur le revenu. En premier lieu, la *Loi de Finance* de 1994 a réduit le nombre de tranches d'imposition de treize à sept (y compris celle à taux nul). Par ailleurs, les taux s'appliquant à chaque tranche ont été réduits par la *Loi de Finance* de 1997<sup>10</sup>. De plus, le plafond de la décote a été abaissé (de 4 320 F à 3 260 F) tandis que la première tranche d'imposition (à taux nul) est étendue de 22 610 F à 25 610 F. Ce mouvement a été accompagné d'un durcissement de l'imposition des plus-values de cessions de valeurs immobilières à partir de 1993<sup>11</sup>.

Afin d'évaluer l'influence de ces modifications sur l'indice subjectif, nous avons repris le calcul des différents indices en excluant, cette fois, l'impôt sur le revenu des personnes physiques (tableau 6).

(10) Le premier taux d'imposition est ainsi abaissé de 12 % à 10,5 % tandis que le taux maximal passe de 56,8 % à 54 %.

(11) D'autres réformes, moins importantes, concernant le quotient familial, et diverses réductions d'impôts ou déductions du revenu imposable ont également eu lieu.

**TABEAU 6 - Indices d'inégalités et pseudo Gini des poids avant impôts sur le revenu**

	Gini	Atkinson ( $\epsilon = 1,5$ )	Atkinson ( $\epsilon = 0,5$ )	Indice subjectif	Pseudo Gini des poids
1990	34,6	26,8	10,3	3,4	0,8
1997	34,6	26,4	10,5	8,9	-2,1

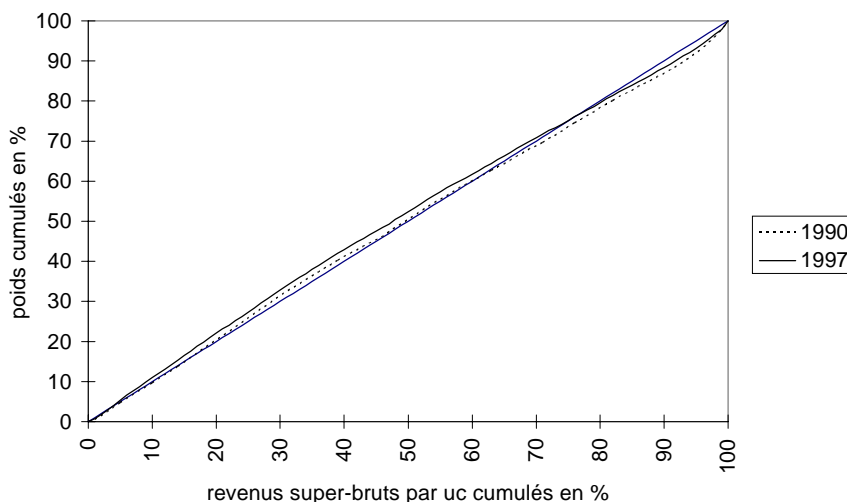
Les indices de Gini et d'Atkinson sont plus élevés que lorsque l'impôt sur le revenu est pris en compte. Cela n'est guère étonnant dans la mesure où l'impôt sur le revenu est l'élément le plus progressif du système fiscal.

En revanche, l'indice subjectif est beaucoup plus faible lorsqu'on ne prend pas en compte l'impôt sur le revenu. Ce résultat s'explique par des arguments symétriques à ceux que nous avons avancés pour expliquer la diminution de l'indice subjectif lorsque l'on ne prend pas en compte les impôts indirects. En effet, la prise en compte de l'impôt sur les revenus renforce le caractère progressif du système de prélèvements socio-fiscal. Par conséquent l'aversion révélée à l'égard des inégalités est plus faible lorsqu'on ne prend pas en compte l'impôt sur les revenus. Cela explique que l'indice subjectif soit également plus faible. Notons, toutefois, que le niveau de l'indice subjectif suggère que l'impôt sur le revenu joue un rôle crucial dans le dispositif fiscal.

L'augmentation de l'indice subjectif de 1990 à 1997 lorsqu'on ne prend pas en compte l'impôt sur le revenu est nettement plus surprenante : en effet, l'indice subjectif est multiplié par plus de 2,5 de 1990 à 1997. La stabilité des indices de Gini et d'Atkinson suggère que l'évolution des revenus n'est pas en cause. Par conséquent, ce résultat ne peut provenir que du caractère plus progressif de l'impôt sur le revenu en 1990, comparé à celui de 1997. *Ainsi, l'évolution de l'impôt sur le revenu joue dans le sens d'une diminution de l'aversion révélée de la société à l'égard des inégalités.*

Ici encore, cette analyse est confirmée par l'étude du pseudo indicateur de Gini des poids avant impôts sur le revenu, qui diminue fortement entre 1990 et 1997. Les pseudo courbes de Lorenz révèlent également cette évolution. En effet, lorsque l'impôt sur le revenu est exclu, les pseudo courbes de Lorenz sont nettement plus proches de la diagonale principale, ce qui révèle le caractère progressif de l'impôt sur le revenu. De plus, lorsque l'impôt sur le revenu est exclu, la pseudo courbe de Lorenz de l'année 1997 est plus nettement *au-dessus* de celle de l'année 1990 que lorsqu'on prend en compte l'ensemble des prélèvements, ce qui montre que l'évolution de l'impôt sur le revenu joue dans le sens d'une diminution de l'aversion révélée de la société à l'égard des inégalités.

GRAPHIQUE 5 - Pseudo courbes de Lorenz des poids avant IR en 1990 et 1997



### LA TAXE D'HABITATION

La taxe d'habitation a subi, au cours de la période 1990-1997, quelques modifications : depuis 1994, en effet, les contribuables âgés de plus de 60 ans ainsi que les veufs ou veuves qui ne sont pas imposables au titre de l'impôt sur le revenu peuvent être dégrévés totalement de la taxe d'habitation. Par ailleurs, depuis 1997, des dégrèvements sont appliqués, sous condition de ressources, sans référence à l'âge ou à l'état matrimonial des personnes concernées.

Le tableau 7 donne les valeurs des différents indices lorsque l'on ne prend pas en compte la taxe d'habitation.

TABLEAU 7 - Indices d'inégalités et pseudo Gini des poids avant taxe d'habitation

	Gini	Atkinson ( $\epsilon = 1,5$ )	Atkinson ( $\epsilon = 0,5$ )	Indice subjectif	Pseudo Gini des poids
1990	31,4	22,8	8,5	12,6	-9,3
1997	31,7	22,9	8,9	14,5	-9,3

Les indices, calculés avant la taxe d'habitation sont très proches, tant en niveau qu'en évolution de ceux que l'on obtient lorsqu'on prend en compte l'ensemble des prélèvements. De même, Les pseudo courbes de Lorenz sont très similaires à celles que l'on obtient lorsque tous les prélèvements sont pris en compte. Cela suggère que l'influence de la taxe d'habitation sur la distribution des revenus disponibles est faible, et que l'évolution de la taxe d'habitation n'est pas à l'origine de l'accroissement révélé de l'aversion de la société à l'égard des inégalités.

### LES PRELEVEMENTS SOCIAUX

Les prélèvements sociaux ont connu des changements profonds entre 1990 et 1997. Il s'agit de l'introduction de nouveaux prélèvements aussi bien que de la modification des prélèvements existants.

En 1991, la Contribution Sociale Généralisée (CSG) est mise en place : il s'agit d'un impôt à taux faible (1,1 %) et unique, sur une assiette sensiblement plus large que les cotisations sociales. De plus, contrairement à ces dernières, la CSG n'est pas déductible du revenu imposable. En 1993, le taux de prélèvement de la CSG a été relevé de 1,3 point. Par ailleurs, la baisse de 1,3 point du taux de prélèvement des cotisations maladies des salariés en 1997 a été compensée par une augmentation de un point de la CSG. Enfin, depuis 1997, la CSG est scindée en une partie imposable (les 2,4 premiers points) et une partie déductible du revenu imposable, correspondant à la substitution des cotisations maladies. Parallèlement, l'assiette de la CSG a été élargie, pour intégrer la majeure partie des revenus du patrimoine qui en étaient exonérés en 1991.

En 1996 est apparue la Contribution pour le Remboursement de la Dette Sociale (CRDS), prélevée au taux uniforme de 0,05 %. L'assiette de la CRDS a été étendue, en 1997, aux prestations familiales et aux aides au logement.

Par ailleurs, les cotisations vieillesse des employeurs ont été dé plafonnées en 1991, tandis que le plafond utilisé pour le calcul des cotisations de retraite complémentaire des cadres a été doublé, passant de quatre à huit fois le plafond de la sécurité sociale. En 1993, un dispositif de réduction des cotisations familiales employeurs a été mis en oeuvre pour les bas salaires (inférieurs à 1,2 SMIC, puis 1,3 SMIC en 1995). A partir de 1996, cette réduction des cotisations familiales a été remplacée par un dispositif de réduction dégressive de l'ensemble des cotisations patronales de sécurité sociale pour les salaires inférieurs à 1,3 SMIC. La période 1990-1997 est enfin marquée par des relèvements successifs des cotisations sociales vieillesse et chômage des salariés du secteur privé.

Afin de mesurer l'influence de ces réformes sur l'évolution de l'indice subjectif, nous avons calculé les différents indices avant prélèvement des cotisations sociales, de la CSG et de la CRDS.

TABLEAU 8 - Indices d'inégalités et pseudo Gini des poids avant prélèvements sociaux

	Gini	Atkinson ( $\epsilon = 1,5$ )	Atkinson ( $\epsilon = 0,5$ )	Indice subjectif	Pseudo Gini des poids
1990	31,0	23,5	8,1	14,3	-0,8
1997	32,7	24,8	9,0	13,2	2,7

Si les niveaux des indices de Gini et d'Atkinson sont comparables à ceux que l'on obtient lorsqu'on prend en compte les cotisations sociales, la CSG et la CRDS, on remarque que ces indices augmentent sensiblement de 1990 à 1997. Ainsi,

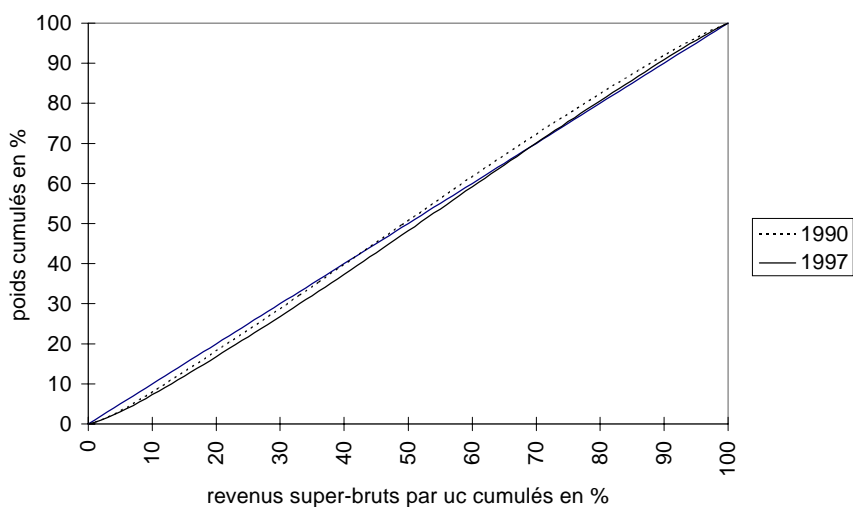


l'évolution des cotisations sociales et la mise en place de la CSG et de la CRDS ont contribué à maintenir à peu près constante la dispersion des revenus disponibles.

En ce qui concerne l'indice subjectif, on constate qu'il diminue de 1990 à 1997 (- 8 %). Ceci ne s'explique naturellement pas par l'évolution des revenus disponibles, puisque, comme le montre clairement l'évolution des indices de Gini et d'Atkinson, la distribution des revenus disponibles avant cotisations sociales, CSG, CRDS est plus dispersée en 1997 qu'en 1990. Force est donc de conclure que l'évolution des cotisations sociales, ainsi que la mise en place de la CSG et de la CRDS sont les principaux facteurs expliquant l'accroissement de l'indice subjectif lorsque l'ensemble du système fiscal est pris en compte. En d'autres termes, *l'évolution des cotisations sociales et la mise en place de la CSG et de la CRDS sont les éléments qui révèlent l'accroissement de l'aversion de la société à l'égard des inégalités*. On met ainsi en évidence l'importance des réformes des prélèvements sociaux (déplafonnement des cotisations sociales, mise en place de la CSG et de la CRDS, ristourne des cotisations patronales sur les bas salaires) dans la politique de redistribution des revenus.

L'analyse du pseudo indicateur de Gini des poids calculés avant prélèvements sociaux conduit aux mêmes conclusions : cet indicateur *augmente fortement* entre 1990 et 1997. Ici encore, ce résultat est décelable sur les pseudo courbes de Lorenz.

GRAPHIQUE 6 - Pseudo courbes de Lorenz des poids avant prélèvements sociaux en 1990 et 1997



## CONCLUSION

L'interprétation des résultats que nous avons obtenus doit être faite avec précautions, en raison du caractère des données que nous utilisons. Ces précautions étant prises,

quelques enseignements, méthodologiques et factuels, peuvent être tirés de cette rapide analyse.

D'un point de vue méthodologique, l'écart pouvant exister entre la dispersion des revenus et la perception qu'en ont les membres de la société est apparu clairement : alors que la dispersion des revenus disponibles ne change pas ou peu entre 1990 et 1997 (ainsi que le montre la stabilité de l'indice de Gini et de l'indice d'Atkinson), les inégalités perçues (mesurées par l'indice subjectif, sous l'hypothèse que le principe du sacrifice fiscal absolu égal est respecté) ont très sensiblement augmenté au cours de cette période. Plus précisément, la société de 1997 juge les inégalités en 1997 plus élevées que ne les juge en 1990 la société de 1990. Ainsi, un écart substantiel entre la *perception* des inégalités et la *dispersion statistique* de la distribution des revenus apparaît.

Par ailleurs il ressort de cette brève analyse que l'aversion révélée de la société à l'égard des inégalités se serait accrue de 1990 à 1997, et que c'est précisément cet accroissement qui expliquerait l'augmentation de l'indice subjectif au cours de cette période. Plus précisément, il semble que le principal élément par lequel cet accroissement de l'aversion à l'égard des inégalités s'est révélé est la mise en place de la CSG et de la CRDS ainsi que la réforme des cotisations sociales (en particulier le déplafonnement de ces dernières). Cette évolution a fait plus que compenser l'évolution inverse de l'impôt sur le revenu des personnes physiques.

Cette étude met ainsi en évidence l'intérêt et les limites du recours à un indice subjectif d'inégalités, reposant sur les opinions révélées de la société en matière de justice distributive. En premier lieu, les résultats que nous obtenons, s'ils peuvent paraître légèrement paradoxaux ont sans doute l'intérêt de montrer l'importance des opinions collectives lorsqu'on souhaite évaluer les inégalités perçues. A tout le moins, nous espérons avoir montré qu'il peut être bon de ne pas prêter plus de signification aux indices traditionnels qu'ils n'en ont. Enfin, il nous semble que l'indice subjectif permet de mesurer, de manière particulièrement synthétique, le caractère plus ou moins progressif d'un impôt.

## BIBLIOGRAPHIE

ATKINSON, A.B. (1970) : "On the measurement of inequality", *Journal of Economic Theory*, 2, 244-263

ATKINSON, A.B. (1995) : *Incomes and the Welfare State*, Cambridge University Press

CHATEAUNEUF, A. (1996) : "Decreasing inequality: an approach through non-additive model", *Cahiers Eco&Maths* 96.58, Université Paris 1

EDGEWORTH, F.Y. (1925) : *Papers Relating to Political Economy*, MacMillan, London

GAJDOS, T. (1998) : "Subjective inequality index and the change in attitude towards inequality in France over the period 1982-1992", *Cahiers Eco&Maths* Université Paris 1

GAJDOS, T. et L'HOMMEAU, B. (1999) : « L'attitude à l'égard des inégalités en France à la lumière du système de prélèvement socio-fiscal », *Cahiers de la MSE*, Université Paris 1

MILL, J.S. (1848) : *Principles of Political Economics*, Longmans Green (1917), London

RICHTER, F. (1983) : "From ability to pay to concepts of equal sacrifice", *Journal of Public Economics*, 20, 211-229

SEN, A.K. (1992) : *Inequality Reexamined*, Harvard University Press, Cambridge Mass.

YAARI, M. (1988) : "A controversial proposal concerning inequality measurement", *Journal of Economic Theory*, 44, 381-397