

Les inégalités et la pauvreté justifient-elles la fiscalité préférentielle accordée aux retraités ?

Bérangère Legendre¹

Version Préliminaire

Résumé

En période d'économies budgétaires, les dispositifs fiscaux dérogatoires à destination des retraités représentent une dépense fiscale importante pour l'Etat. Les retraités ont désormais un niveau de vie moyen équivalent au niveau de vie des actifs, mais la proportion d'individus vivant sous le seuil de pauvreté est également légèrement plus importante parmi les retraités. Dans cet article, nous proposons dans un premier temps une analyse statistique de l'impact de la fiscalité et des prestations sociales à chaque étape de la distribution des revenus, depuis le revenu primaire jusqu'au revenu secondaire, et ce, parmi les actifs et parmi les retraités. Dans un second temps, une analyse économétrique nous permet de répondre à la question de la pertinence de cette fiscalité différenciée en étudiant son impact sur les inégalités entre les actifs et les retraités.

Mots clés: Economie des retraites, Inégalités, Distribution des revenus
Codes JEL: J26, D63, D31, C3

Abstract

The French retirees benefit from specific taxation decreases. These tax exemptions represent important public tax expenditures. In this article, we wonder about the relevance of such tax exemptions in a context of public pension systems reforms. Indeed, while the poverty rate is higher among pensioners, the retirees' living standard is now equivalent to that of workers. First, we propose a statistical analysis of the taxation and the public benefits' impact on the poverty rates and the inequality level among workers and simultaneously among pensioners. As a second exercise, different econometric modelisations allow us to focus on the inequalities between active people and retirees. We intend to answer this question: can the specific taxation for pensioners be justified by the inequality level?

Key words: Retirement, Inequalities, Income distribution
JEL Codes: J26, D63, D31, C3

¹ Universités d'Orléans et Paris Dauphine, LEO UMR CNRS 6221, berangere.legendre@dauphine.fr

Introduction

En période de réforme des systèmes de retraite, et compte tenu de l'impact de la crise financière et économique sur les déficits publics, la fiscalité préférentielle² accordée aux personnes âgées au titre de leur statut de retraité interroge. Lavigne (2006) pose la question suivante : « Faut-il accorder des avantages fiscaux aux personnes âgées ? ». L'auteur explique que les dispositifs fiscaux accordés aux retraités entraînent une forte dépense fiscale pour l'Etat, sans pour autant se justifier sur le plan de l'équité. La finalité de certains de ces dispositifs ne semble plus aussi claire que lorsque le système de retraite n'était pas arrivé à maturité. En effet, les retraités d'aujourd'hui jouissent d'un niveau de vie moyen quasiment équivalent à celui des actifs (El Mekkaoui De Freitas *et al.*, 2008; COR, 2009). D'après l'INSEE, le rapport des revenus par unité de consommation³ entre retraités et actifs serait de 0.89 hors revenus du patrimoine en 2003, et de 0.96 en incluant les revenus du patrimoine. Les revenus des retraités représenteraient même 102% du revenu par unité de consommation, non plus des seuls actifs, mais de la population dans son ensemble. Les inégalités inter-cohortes ne semblent donc pas justifier ces dispositifs fiscaux. Les pensions étant distribuées de manière moins inégalitaire que les revenus du travail (Brown et Prus, 2006), les inégalités intra-cohortes ne semblent pas plus constituer une explication pertinente.

La justification de la fiscalité préférentielle par l'existence d'un risque de pauvreté accru parmi les retraités peut également être remise en cause. En effet, d'après l'Insee (2009), le taux de pauvreté des actifs serait plus important que celui des retraités. Au seuil de 60%, le taux de pauvreté des retraités s'élèverait à 9.6% en 2006 contre 9.8% pour les actifs. Au seuil de 50% l'Insee estime le taux de pauvreté des hommes de 60-74 ans à 3.6% contre 6.4% pour les 50-59 ans. En revanche, d'après Eurostat, le taux de pauvreté des personnes âgées de plus de 60 ans était de 6.9% en 2007, tandis qu'il n'était que de 6.5% parmi les moins de 60 ans. Les résultats d'Eurostat montrent même un accroissement de tendance en 2008 et 2009 puisqu'en 2009, le taux de pauvreté⁴ des plus de 60 ans serait de 7.4% contre 4.8% pour les moins de 60 ans.

Plusieurs phénomènes aux effets antagonistes influencent le niveau de vie des retraités. D'une part, les jeunes et les futurs retraités ont ou auront connu au cours leur carrière un nombre plus important d'aléas (Cloarec, 2000 ; Colin, Iehlé et Mahieu, 2000, Briard et al., 2009). Il est donc plus difficile pour les individus de ces générations de remplir toutes les conditions d'obtention d'une retraite à taux plein dès l'âge légal de départ en retraite. D'autre part, les différentes réformes ont conduit à l'augmentation de caractère contributif du système de retraite français:

- augmentation du nombre d'annuités requis pour liquider sa retraite,
- accroissement de l'âge légal de la retraite,
- institution d'un mécanisme de décote.

² Des dispositifs dérogatoires à destination des retraités existent tant en termes d'impôts sur le revenu, de taxes d'habitation et foncière, que de prélèvements sociaux.

³ Les revenus par unité de consommation permettent de prendre en considération la composition des ménages, ainsi que l'âge de ses membres, de manière à tenir compte des phénomènes d'échelles dans la consommation de biens et services au sein d'une même unité de vie.

⁴ Le seuil de pauvreté étant fixé à 50% du revenu médian.

Ces différents phénomènes ont pour conséquence un risque accru de pauvreté pour les générations retraitées à venir (*Franco et al.*, 2009). Néanmoins, ce risque se doit d'être nuancé par la plus grande participation des femmes issues des plus jeunes générations au marché du travail, ainsi que par l'élévation du niveau moyen de qualification et donc de rémunération des cohortes les plus récentes de retraités. En effet, par un effet de noria, la pension moyenne des jeunes retraités est plus élevée que celle de leurs aînés (COR, 2009).

Nous nous interrogeons dans cet article sur la pertinence des dispositifs fiscaux dérogatoires dont bénéficient les retraités. Ces dispositifs permettent-ils de réduire un risque accru de pauvreté par rapport aux actifs, existant avant la redistribution ? Permettent-ils de compenser une distribution des revenus bruts des retraités plus inégalitaire que celle des actifs ? Soulever ces différentes interrogations revient à s'intéresser aux phénomènes intra-groupes. Mais la question des inégalités entre les actifs et les retraités mérite également d'être traitée : quel est l'impact de la fiscalité dérogatoire des retraités sur les inégalités inter-groupes ?

Apporter une réponse à ces questions nécessite d'investiguer les niveaux de vie respectifs des actifs et des retraités en France, mais également de dresser un panorama de la pauvreté et des inégalités parmi eux. Nos résultats permettent d'éclairer ces différentes questions. En effet, nous montrons que l'utilité de la redistribution parmi les actifs et parmi les retraités, étudiés chacun au sein d'échantillons distincts, ne se dément pas tant en matière de lutte contre la pauvreté que de réduction des inégalités intragroupes. Mais la différenciation des dispositifs de prélèvements fiscaux et sociaux n'apparaît plus si pertinente lorsque nous étudions conjointement les actifs et les retraités et ciblons les inégalités inter-groupes.

Nous présentons dans la première partie de cet article la fiscalité préférentielle dont bénéficient les retraités. La deuxième partie est consacrée à la présentation des données d'enquête mais également au calcul des niveaux de vie, de pauvreté et d'inégalités parmi les actifs et les retraités. Enfin, une analyse statistique des inégalités intra-groupes et une analyse économétrique des inégalités inter-groupes sont proposées dans la troisième partie de manière à étudier l'impact de cette fiscalité préférentielle.

I. La fiscalité préférentielle des retraités en France

La Direction Générale du Trésor et de la Politique Économique (DGTPE) a fourni pour le Conseil d'Orientation des Retraites un « Panorama de la fiscalité des pensionnés et personnes âgées ». Deux grandes catégories de prélèvements peuvent être distinguées : les prélèvements fiscaux d'une part, incluant l'impôt sur le revenu, l'imposition locale et la redevance audiovisuelle, et les prélèvements sociaux d'autre part.

Les pensionnés bénéficient d'un abattement de 10% sur les pensions au titre de l'impôt sur le revenu. L'âge du contribuable justifie également l'existence d'abattements spéciaux : pour les retraités âgés de plus de 65 ans, un abattement de 1138 euros⁵ est prévu

⁵ Chiffres au 31 décembre 2009

si le revenu net global de l'assuré est compris entre 14010 et 22590 euros. Cet abattement peut s'élever à 2276 euros si son revenu net global est inférieur ou égal à 14010 euros. Par ailleurs, ce dispositif bénéficie sans limite d'âge aux personnes invalides.

Les pensionnés peuvent également bénéficier de majorations du nombre de parts de quotient familial lorsqu'ils sont titulaires de la carte de combattant, d'une pension militaire d'invalidité ou sont des victimes de guerre, et ce, sous condition d'âge. Cette dernière condition est levée lorsque la personne est titulaire d'une pension pour invalidité d'au moins 40% ou d'une carte d'invalidité d'au moins 80%.

La perception d'une rente viagère à titre onéreux rentre en ligne de compte lors du calcul de l'imposition sur le revenu. Mais l'assiette de ces rentes prise en compte dans le calcul de l'impôt sur le revenu décroît avec l'âge d'entrée en jouissance de son propriétaire. Si son titulaire était âgé de moins de 50 ans lors de la liquidation, alors 70% du montant de la rente est imposable. Si son bénéficiaire a attendu d'être âgé de plus de 60 ans, alors la fraction imposable diminue à 40%.

Cette dernière catégorie de personnes n'inclut donc pas obligatoirement que des retraités. Mais le rapport de la DGTPE souligne l'utilisation quasi exclusive de ce dispositif par des retraités (98%).

De la même manière, les dépenses liées à la dépendance ouvrent droit à des réductions d'impôt et concernent majoritairement des retraités. Ces dépenses recouvrent tant le fait d'héberger chez soi une personne dépendante, que l'équipement de la résidence principale pour recevoir une personne dépendante: 25% du montant de ces dépenses peuvent être déduits des impôts.

En outre, lorsqu'un salarié est employé à domicile, les dépenses retenues peuvent ouvrir droit à une réduction d'impôt égale à 50% de ces dépenses.

L'exonération de la taxe foncière sur les propriétés bâties est prévue pour les retraités âgés de plus de 75 ans, sous condition de ressource. Il en est de même pour les titulaires de l'allocation adulte handicapé, là encore sous condition de ressource. Les retraités âgés de 65 à 75 ans peuvent également bénéficier d'un dégrèvement de 100 euros, sous condition de ressources.

Enfin, depuis le 1er janvier 2005, les personnes âgées exonérées de taxe d'habitation le sont également de la taxe audiovisuelle, les conditions étant les mêmes.

Les prélèvements sociaux propres aux avantages de retraite diffèrent également de ceux incombant au reste de la population.

Les titulaires d'un avantage non contributif sont exonérés de cotisation d'assurance maladie, de contribution sociale généralisée (CSG) et de contribution au remboursement de la dette sociale (CRDS). Il en est de même pour les bénéficiaires de pensions servies en vertu du code des pensions militaires d'invalidité et des victimes de guerre, ou encore des anciens combattants.

Les retraités dont le revenu fiscal de référence est inférieur au seuil d'assujettissement à la taxe d'habitation, et donc de cotisation d'impôt sur le revenu, sont également exonérés de cotisation d'assurance maladie, de CSG et de CRDS.

En revanche, les retraités soumis à l'impôt sur le revenu et/ou au paiement de la taxe d'habitation, s'acquittent de la CSG et de la CRDS. Ainsi, les personnes dont la cotisation d'impôt sur le revenu est supérieure au seuil de mise en recouvrement s'acquittent d'une cotisation maladie de 1% sur leur retraite complémentaire, de la CSG à 6.6% et de la CRDS au taux de 0.5%. Le taux de CSG est plus bas pour les retraités non imposables à l'impôt sur le revenu mais dont le revenu fiscal de référence est supérieur au seuil d'assujettissement à la taxe d'habitation: il s'élève à 3.8%.

Lorsque les retraités sont assujettis au paiement de la CSG, ils le sont donc à un taux inférieur au taux de référence de 7.5% appliqué sur les revenus d'activité. Les revenus d'activité, cotisations sociales salariales incluses, servent de base au paiement de la CSG. Lorsque les droits de retraite acquis par les assurés sont convertis en pension, cette dernière est à nouveau soumise à CSG. C'est pourquoi la DGTPE souligne dans son rapport le principe d'équité justifiant un taux réduit pour les retraités.

II. Les données d'enquête européennes : « *Survey on Income and Living Conditions* »

II.1 Présentation du dispositif SILC

Nous mobilisons dans ce chapitre les données françaises de l'enquête européenne EU-SILC (*Community Statistics on Income and Living Conditions*). Il s'agit d'une enquête auprès des ménages et des individus européens, pilotée par Eurostat, et destinée à prendre le relais de l'enquête précédente, à savoir l'enquête du Panel communautaire (*ECHP, European Community Households Panel*). Nous utilisons plus précisément dans le cadre de cette recherche le dispositif français SRCV (Statistiques sur les ressources et les conditions de vie).

L'enquête européenne EU-SILC a été menée pour la première fois en 2004. Elle s'articule depuis autour de deux axes : un axe longitudinal sous forme de panel, mais également un axe transversal, à l'image d'une enquête traditionnelle. Le dispositif français SRCV traite des questions relatives à la pauvreté et aux conditions de vie des individus et des ménages. Il est composé d'une table « ménages » et d'une table « individus ». Les membres des ménages sont répertoriés au sein de la table individus, et les ménages sont constitués sur la base d'un critère de « communauté de budget ». Le SRCV renseigne notamment sur les prestations et les différents prélèvements fiscaux et sociaux supportés par les ménages, ainsi que les différentes prestations sociales. Afin de mieux comprendre l'évolution des conditions de vie des répondants, les règlements européens prévoient de suivre les ménages du panel sur au moins quatre années consécutives. La France a choisi de mettre en place un suivi plus long, de neuf ans.

L'objet de cette enquête auprès des ménages et individus européens étant de recueillir des informations sur leur niveau et leurs conditions de vie, l'utilisation de ces données dans le cadre de cet article semble tout indiquée. D'autres enquêtes menées exclusivement en France, auraient pu être utilisées, mais le choix du SRCV présente deux avantages :

- nous disposons de données de panel de 2004 à 2007,
- les données harmonisées à l'échelon européen nous permettront de prolonger éventuellement cette recherche en observant la situation dans d'autres pays européens, à des fins de comparaison.

II.2 Le niveau de vie des individus de l'échantillon

Le niveau de vie des individus est approximé par le revenu disponible par unité de consommation. Le revenu disponible est une variable de la table ménage du SRCV.

Selon le dispositif SRCV, un ménage est défini comme un ensemble de personnes mettant en commun leurs revenus. Le revenu disponible est donc calculé à l'échelon du ménage. En conséquence, sa détermination fait appel à des variables individuelles, telles les rémunérations salariales, et des variables propres au ménage, telles les prestations familiales ou encore les prélèvements fiscaux. L'approche « ménage » a l'avantage de mieux refléter le niveau de vie des individus. Notre approche nécessite ici de recréer pour chaque source de revenu ou de prélèvement, son montant à l'échelon du ménage. Nous calculons par exemple la somme des salaires des membres du ménage. En revanche, les variables propres aux ménages ne nécessitent pas d'être retraitées: à titre d'exemple, les prestations familiales sont fournies pour une composition donnée du ménage, et concernent donc cette unité.

Les variables propres au ménage utilisées dans le calcul du revenu disponible sont les suivantes:

- les prestations familiales, auxquelles nous ajoutons les transferts nets entre ménages (pensions alimentaires, etc.), les bourses scolaires et bourses d'études individuelles,
- les aides sociales (revenu minimum d'insertion, etc.),
- les aides au logement,
- les revenus des capitaux mobiliers,
- l'impôt de solidarité sur la fortune, soustrait des autres revenus,
- l'impôt sur le revenu et la taxe d'habitation, également soustraits,
- enfin la taxe foncière, que nous choisissons d'ôter des autres sources de revenus, bien qu'elle soit incluse dans la définition du revenu disponible.

A ces différentes sources de revenus ou de prélèvements sont ajoutées les sources individuelles de revenus perçues au sein du ménage:

- les rémunérations salariales, revenus d'activité des indépendants, et l'autoconsommation, que nous regroupons en une seule variable,
- les indemnités maladies,
- les allocations chômage,
- les pensions d'invalidité,
- les pensions de retraite publiques,
- et les retraites issues des régimes privés, que nous ajoutons bien que le calcul du revenu disponible dans l'enquête ne les inclue pas. L'importance de cette source de revenu est toutefois négligeable car ne concerne que peu d'individus de notre échantillon.

Après avoir calculé le revenu disponible au sein de chaque ménage, nous imputons à chaque membre un revenu par unité de consommation (UC) pour chacune des sources citées ci-dessus. L'échelle d'équivalence dite de l'OCDE (Organisation de Coopération et de

Développement Économiques) est utilisée: une unité de consommation (UC) est attribuée au premier membre du ménage, puis 0.5 aux autres membres âgés de plus de 14 ans, et 0.3 aux enfants de moins de 14 ans. Notre approche des prélèvements fiscaux, impôt sur le revenu et taxe d'habitation, impôt de solidarité sur la fortune et taxe foncière, se veut une approche en matière de niveau de vie: nous ne nous focalisons donc pas sur les règles de calcul des impôts, mais sur le poids qu'ils représentent en termes de budget disponible au sein des ménages, puis plus précisément par individu du ménage. Cette approche nous permet d'éviter de considérer par exemple deux membres d'un même ménage avec des revenus parfois très différents indépendamment l'un de l'autre: au lieu de considérer fictivement une personne qui serait, du fait de sa source personnelle de revenu, sous le seuil de pauvreté et une autre dont le revenu serait très élevé, nous imputons à chacun un revenu équivalent à leur niveau de vie effectif au sein du ménage, compte tenu du critère de communauté de budget. Dès lors, tous les membres d'un même ménage ont le même niveau de vie. Les calculs de niveaux de vie sont effectués pour les années 2004 à 2007, et les différentes sources de revenus sont corrigées de l'inflation sur la période.

En 2004, le niveau de vie moyen des actifs est légèrement supérieur au niveau de vie moyen des retraités (Cf. tableau 1). Mais en 2007, cette situation s'est inversée. D'après le Conseil d'orientation des retraites, « les indicateurs comparant le niveau de vie des retraités à celui des actifs sont proches de la parité ». En effet, bien que les jeunes retraités aient eu une carrière en moyenne plus heurtées que leur aînés (Briard *et al.*, 2009), et que les conditions de départ en retraite se durcissent, leur niveau de vie s'est aussi élevé. La pension de retraite est certes indexée sur l'évolution des prix, mais l'effet noria⁶ a pour conséquence une hausse moyenne de la qualification et donc des rémunérations salariales. La proportion de retraités augmente par ailleurs légèrement au sein de notre échantillon total entre 2004 et 2007, reflétant le vieillissement (Cf. tableau 2).

Tableau 1 Niveaux de vie et rapports inter-quantiles, en euros constants de 2004

	Actifs				Retraités			
	Montant moyen par UC		D9/D1		Montant moyen par UC		D9/D1	
	2004	2007	2004	2007	2004	2007	2004	2007
Revenu disponible	21 778	22 298	3,6	3,5	21 123	22 363	4	3,8
Pension	-	-	-	-	15 362	15 770	4,4	4,5
Revenu d'activité	17 530	17 665	4,9	5	-	-	-	-

Sources : SRCV, Calculs de l'auteur

Tableau 2 Taille des échantillons et rapport démographique

	2004	2005
Echantillon d'actifs	9774	11455
Echantillon de Retraités	3977	5081

⁶ L'effet noria mesure, au sein d'une entreprise/organisation, l'évolution de masse salariale due à la différence de rémunération entre les salariés sortants et les salariés entrants.

Rapport démographique entre retraités et actifs	41%	44%
--	-----	-----

Sources : SRCV, Calculs de l'auteur

Les revenus d'activité des actifs sont moyennes plus élevés que les pensions des retraités (Cf. tableau 1). En revanche, en 2004 comme en 2007, les revenus issus des pensions sont distribués de manière moins inégale que les revenus d'activité : le rapport inter-décile des pensions est de 4.5 en 2007, tandis que celui des revenus d'activité est de 5. Les revenus des retraités sont distribués de manière plus inégalitaire que ceux des actifs. Ces rapports inter-déciles sont moins élevés que les rapports inter-déciles calculés à l'aide des pensions et des revenus d'activité, pour les retraités et les actifs, dans la mesure où ils prennent en compte la redistribution opérée à l'aide des différentes prestations d'assistance sociale et des prélèvements fiscaux. Par ailleurs, ils diminuent entre 2004 et 2007, pour les actifs et les retraités. Ce constat nous laisse penser que le caractère redistributif des prélèvements et des prestations s'est amélioré puisque, dans le même temps, les rapports inter-déciles des pensions et des revenus d'activité se sont accrus.

III. L'impact de la fiscalité préférentielle sur les inégalités et la pauvreté

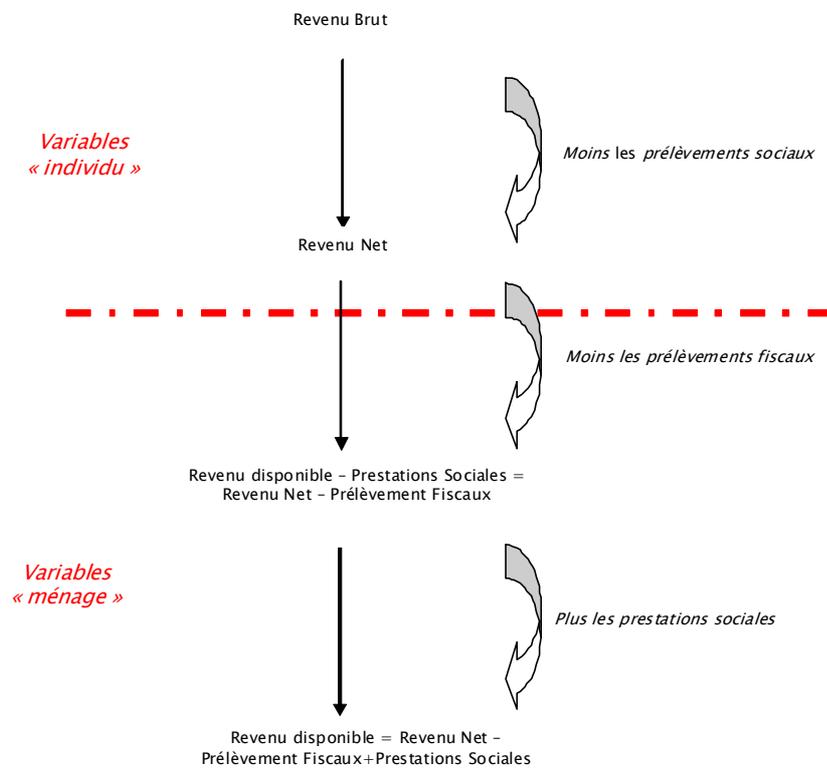
III.1 Une analyse statistique des inégalités et de la pauvreté intra-groupes

Après avoir rappelé les dispositions fiscales spécifiques, nous nous interrogeons sur leur justification. Le niveau des revenus des retraités et leur distribution avant redistribution justifient-ils qu'ils bénéficient d'un dispositif particulier en matière fiscale ? Ce dispositif fiscal dérogatoire permet-il de réduire les inégalités parmi retraités ? La pauvreté ? Une première réponse à ces questions peut être avancée à l'aide d'une analyse statistique de la distribution des revenus parmi les actifs et parmi les retraités, aux différents stades de distribution de ces revenus.

Les contribuables perçoivent virtuellement dans un premier temps un revenu brut. Ce dernier inclut les revenus des facteurs de production, mais également les pensions pour les retraités. Une fois ôtés les prélèvements sociaux, ils reçoivent effectivement un revenu net. A ce stade de la distribution, les retraités et les actifs ont déjà fait l'objet d'un traitement fiscal différent, puisque les prélèvements sociaux prélevés sur les revenus des actifs et des retraités ne sont pas les mêmes.

Par la suite, l'impôt sur le revenu et la taxe d'habitation sont prélevés sur ce revenu net, tandis que les prestations non contributives sont rajoutées. On obtient alors le revenu disponible. Là encore, lors de cette étape de la distribution, un traitement fiscal différent est proposé aux actifs et aux retraités. Dès lors, en distinguant l'étape de prélèvement de l'impôt sur le revenu et la taxe foncière de l'étape de versement de prestations non contributives, on arrive à une distribution totale des revenus qui s'effectue en quatre temps. Ces quatre temps (Cf. figure 1) peuvent donner lieu au calcul de plusieurs indicateurs d'inégalités pour mettre en évidence l'impact des mesures fiscales différenciées sur les inégalités entre actifs et retraités, mais également parmi les actifs et parmi les retraités.

Figure 1 : les étapes de distribution des revenus



Un certain nombre d'outils statistiques permettent de mesurer les inégalités au sein d'une population donnée. Nous utilisons dans cet article l'indice de Gini, les indicateurs d'entropie et l'indice d'Atkinson.

Le plus connu est l'indice de Gini (1921). Il est calculé à partir de la part cumulée de revenu des différentes tranches de populations. Une partie de la littérature sur les inégalités propose d'introduire un paramètre de sensibilité à l'inégalité au sein des mesures d'inégalités (Theil, 1967 ; Atkinson, 1970). L'indice de Gini le plus connu est également appelé indice de Gini standard. Il correspond à un indice généralisé (Yitzakhi, 1983 ; Donaldson et Weymark, 1980) pour un paramètre d'aversion égal à 2. L'indice de Gini (1921) standard peut être formulé de la manière suivante :

$$G = 1 - \sum_q (X_{q+1} - X_q)(Y_{q+1} + Y_q) \quad (1)$$

où q représente la population classée par quantiles, X la population cumulée et Y le revenu cumulé.

Les formules d'entropie généralisée ont été développées par Theil puis reprises par Shorrocks (1980) qui voulait appliquer une mesure de désordre dans un système thermodynamique à la mesure des inégalités entre individus. Dans les formules d'entropie généralisée, un paramètre α représente le poids donné aux distances entre les revenus en différents points de la distribution. Plus il est bas, plus l'indicateur d'inégalité est sensible dans la région inférieure de la distribution, et inversement. La valeur 0 indique l'égalité parfaite au sein de l'échantillon considéré. Lorsque l'indicateur prend la valeur 0.5, cela indique que 74% des individus possèdent 26% des ressources, tandis que 26% des individus en possèdent 74%.

L'indice de Theil (1967), GE_α , est calculé grâce à l'équation suivante :

$$GE(\alpha) = \frac{1}{\alpha(\alpha-1)} \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right)^\alpha - 1 \right] \quad (2)$$

n représentant la taille de la population, y_i le revenu de l'individu i , \bar{y} le revenu moyen. Le paramètre α représente le poids donné aux distances entre les revenus en différents points de la distribution.

L'indicateur d'Atkinson fait quant à lui appel à une norme de prise en compte des inégalités. Cette norme ε permet à l'image de l'indicateur de Theil, d'accorder plus ou moins d'importance aux inégalités selon que l'on se trouve dans le haut ou dans le bas de la distribution des revenus. L'indicateur d'Atkinson représente la perte de revenu que seraient prêts à accepter les individus pour que la distribution du revenu soit égalitaire: un indicateur de $x\%$ indique que la population accepterait de céder $x\%$ de ses ressources en échange d'une distribution égalitaire.

L'indicateur d'Atkinson (1970), A_ε , se formule comme suit :

$$A_\varepsilon = 1 - \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{(1-\varepsilon)}} \quad (3)$$

Avec n la taille de la population, y_i le revenu de l'individu i , et \bar{y} le revenu moyen.

Quant à la pauvreté, nous la mesurons à l'aide de l'indicateur de Foster, Greer et Thorbecke (FGT)(1984). La formulation de cet indicateur est donnée par l'équation suivante:

$$P_{\alpha}(y, z) = \frac{\sum_{i=1}^q \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^{\alpha}}{N} \quad (4)$$

Où z est le seuil de pauvreté, fixé à 50% du revenu médian, y_i le revenu moyen de chaque personne q définie comme pauvre et α la mesure de l'aversion pour la pauvreté. A chaque étape de la distribution des revenus, la moitié du revenu médian représente le seuil de pauvreté pour toute la population, actifs et retraités inclus. Selon la valeur du coefficient, différentes indications sur la pauvreté sont données: si $\alpha = 0$, l'indicateur n'est autre que le taux de pauvreté numérique (P_0), si $\alpha = 1$, on obtient la profondeur de la pauvreté (P_1), et si $\alpha = 2$, la sévérité (P_2) de la pauvreté.

La profondeur de la pauvreté, aussi appelée écart de pauvreté donne l'indice volumétrique de la pauvreté, en pourcentage du seuil de pauvreté. Cet indice volumétrique mesure le transfert de richesse qui permettrait aux individus pauvres d'atteindre le seuil de pauvreté. L'indicateur de sévérité de la pauvreté est l'écart de pauvreté au carré. Il mesure la distance de revenu séparant les personnes sous le seuil de pauvreté à ce seuil, en surpondérant les écarts les plus importants. Il permet donc de focaliser la réflexion sur les plus pauvres parmi les personnes au niveau de vie inférieur au seuil de pauvreté.

Ces outils sont habituellement utilisés avec pour référence un seuil de pauvreté absolue lorsqu'ils ont pour objet d'étude des pays ou zones en développement. Notre analyse étant focalisée sur la France, fixer un seuil de pauvreté absolue ne nous semble pas aussi pertinent que d'étudier la pauvreté relative. Ce raisonnement nous permet d'apporter un éclairage nouveau sur les inégalités car observer la pauvreté relative revient à fixer un seuil de pauvreté relatif aux revenus de la population. Dès lors, nous fixons notre attention sur une partie de la population dont le revenu est inférieur au seuil, par opposition aux individus dont le revenu y est supérieur.

Les indicateurs d'inégalité, à savoir le coefficient de Gini, les indicateurs d'entropie pour diverses valeurs de l'aversion à l'inégalité, les indicateurs d'Atkinson, les rapports inter-déciles et l'indicateur de pauvreté globale FGT sont calculés pour la population retraitée, la population active, et ce à chaque stade de la distribution des richesses, depuis le revenu brut jusqu'au revenu disponible. Nous ôtons de l'échantillon les individus déclarant des revenus nuls ou négatifs, à chaque étape de distribution des revenus, depuis la distribution primaire jusqu'à la distribution secondaire. Cette démarche statistique permet d'observer l'impact de la fiscalité différentielle, en matière d'inégalités et de pauvreté relative, à chaque étape de la distribution.

Les taux de pauvreté numériques calculés à l'aide des revenus bruts mettent évidence le risque accru de se situer sous le seuil de pauvreté pour les retraités: une part plus grande d'entre eux est définie comme pauvre. En 2004, le taux de pauvreté des retraités, calculé à l'aide des revenus bruts, était de 28.8%, contre 13.2% pour les actifs (Cf. tableau 3 en annexe). En 2007, ces taux étaient passés respectivement à 24.6% et 13.5%. Entre 2004 et 2007, le taux de pauvreté a donc diminué au sein des retraités, tandis qu'il

s'est légèrement accru parmi les actifs. Comme nous l'avons mentionné ci-avant, la baisse de la pauvreté des retraités s'explique notamment par la plus grande participation des femmes au marché du travail, ou encore l'effet noria qui représente la hausse de la qualification moyenne des retraités au fil des générations. L'impact des prélèvements sociaux est beaucoup plus marqué en termes de pauvreté parmi les retraités. Les taux de pauvreté reculent après ces prélèvements, bien que ceux-ci viennent diminuer le revenu. Cela s'explique également par le déplacement simultané du seuil de pauvreté à un niveau plus bas. Après que les prélèvements sociaux aient été ôtés, le taux de pauvreté des actifs recule de 0.2 points de pourcentage en 2004, contre 6.7 points de pourcentage pour les retraités. En 2007, il augmente de 0.1 point pour les actifs et recule de 5.3 points pour les retraités. Ainsi, les dispositifs spécifiques concernant la fiscalité sociale semblent avoir contribué, entre 2004 et 2007, à réduire l'écart de taux de pauvreté entre les retraités et les actifs qui aurait existé du fait des écarts de revenu brut.

L'étape suivante est le prélèvement de l'impôt sur le revenu et de la taxe d'habitation. A ce moment de la distribution des revenus, on observe une forte baisse du taux de pauvreté des retraités, et dans une moindre mesure du taux de pauvreté des actifs. En effet, en 2007, les prélèvements fiscaux permettent au taux de pauvreté des retraités de reculer de 10.7 points de pourcentage. Il passe ainsi de 19.3% avant prélèvements fiscaux à 8.6% après prélèvements. Parmi les actifs, il recule de 13.6% à 10.7%. Autrement dit, les prélèvements fiscaux représentent en moyenne une part plus importante du revenu disponible des retraités que du revenu disponible des actifs, et ont un impact redistributif plus faible parmi ces derniers. Le même phénomène est observé en 2004, 2005 et 2006.

Tandis que les prélèvements fiscaux et sociaux différents pour les actifs et les retraités semblent permettre de réduire les différences de risque de pauvreté supportés par ces deux catégories d'individus, les prestations sociales semblent exclusivement tournées vers les ménages d'actifs, au détriment du taux de pauvreté des retraités. En effet, la dernière étape avant obtention du revenu disponible est le versement des prestations sociales, qui permet au taux de pauvreté des actifs de reculer, tandis qu'il entraîne un accroissement du taux de pauvreté des retraités. Le même constat peut être fait pour les années 2004 à 2007, bien que cet effet s'atténue en 2007. Ainsi en 2004, le versement des prestations sociales permet au taux de pauvreté des actifs de passer de 10.2% à 4.6%, et entraîne une augmentation du taux de pauvreté des retraités de 1.6 points à 11.2%. En 2007, le passage du revenu net, une fois les prélèvements fiscaux ôtés, au revenu disponible permet de faire reculer le taux de pauvreté des actifs de 6.6 points à 4.1%, tandis que celui des retraités augmente de seulement 0.4 points à 9%. Ainsi, d'après nos calculs, la proportion d'individus sous le seuil de pauvreté serait plus importante parmi les retraités en 2007. Il nous faut souligner que ce résultat fait débat selon les institutions. Comme nous l'avons mentionné en introduction, d'après les chiffres d'Eurostat, le taux de pauvreté des personnes âgées de plus de 60 ans était de 6.9% en 2007, tandis qu'il n'était que de 6.5% parmi les moins de 60 ans. Les résultats d'Eurostat montrent même qu'en 2009, le taux de pauvreté des plus de 60 ans serait de 7.4% contre 4.8% pour les moins de 60 ans⁷. En revanche, d'après l'Insee (2009), le taux de pauvreté des actifs serait plus important que celui des retraités. Au seuil de 60%, le taux de pauvreté des retraités, calculé par l'Insee,

⁷ Seuil à 50% du revenu médian.

s'élève à 9.6% en 2006 contre 9.8% pour les actifs. Au seuil de 50% l'Insee estime le taux de pauvreté des hommes de 60-74 ans à 3.6% contre 6.4% pour les 50-59 ans.

La profondeur et la sévérité de la pauvreté observées entre 2004 et 2007 offrent le même constat. Nous pouvons néanmoins noter une différence: le passage du revenu disponible sans prestation sociale au passage avec prestations sociales n'entraîne pas de hausse du taux propre aux retraités. Rappelons que la profondeur de la pauvreté se focalise sur l'écart entre le revenu moyen des personnes sous le seuil de pauvreté et ce seuil, et que la sévérité de la pauvreté est un indicateur qui permet quant à lui de se focaliser sur les plus pauvres. Dès lors, les personnes juste sous le seuil de pauvreté sont mises au second plan lorsque l'on utilise ces indicateurs. Or on peut imaginer que le versement des prestations sociales, dernière étape avant obtention du revenu disponible, concerne plus encore les personnes loin du seuil de pauvreté que celles qui s'en rapprochent. C'est pourquoi la situation des plus pauvres transparaît mieux à travers ces indicateurs, P_1 et P_2 qu'à travers P_0 , continuant à les faire décroître même lors de cette dernière étape de la distribution. Nous constatons donc grâce à ces indicateurs FGT que les prélèvements fiscaux et sociaux différenciés réduisent l'écart de risque de pauvreté entre actifs et retraités, de même qu'il permettent d'atténuer les différences entre les actifs et les retraités les plus pauvres. Mais le calcul de ces indicateurs met également en évidence le fait que les prestations sociales ont un impact plus important sur le taux de pauvreté parmi les actifs que parmi les retraités, tandis qu'elles semblent avoir un impact à la fois sur les actifs et sur les retraités lorsque l'on s'intéresse aux plus pauvres d'entre eux.

Plusieurs effets sont à combiner pour expliquer ces résultats: les dispositifs fiscaux spécifiques aux retraités, mais également le fait de prendre en compte la composition du ménage: le passage de données individuelles aux données ménages transformées en données par unités de consommation intervient entre le revenu net et le revenu net moins les prélèvements fiscaux.

L'existence d'une fiscalité différentielle semble justifiée au regard des taux de pauvreté qui découleraient des revenus bruts. Néanmoins, en adoptant ce regard, on s'intéresse principalement aux individus les plus pauvres, et cette approche peut être nuancée par l'analyse des niveaux de vie: le tableau 1 montre qu'en 2007, les niveaux de vie moyens des retraités et des actifs sont à peu près équivalents. On peut également rappeler que d'après l'INSEE, le niveau de vie moyen des retraités équivaut en 2006 à environ 102% du niveau de vie moyen de la population.

Les indicateurs d'inégalités montrent par ailleurs que les revenus des retraités sont distribués de manière légèrement plus inégalitaire que les revenus des actifs. Les différences sont néanmoins relativement faibles.

Le coefficient de Gini (Cf. tableau 5 en annexe) calculé à partir du revenu brut des actifs s'élève en 2004 à 0.36. En 2007, il passe à 0.35. Les valeurs pour les retraités respectivement en 2004 et 2007 sont de 0.38 et 0.37. Les prélèvements sociaux entraînent tant parmi les actifs que les retraités une très légère baisse des coefficients de Gini. En 2006, le coefficient de Gini calculé à l'aide des revenus nets des actifs est même légèrement supérieur au coefficient de Gini des retraités.

Les prélèvements fiscaux entraînent une baisse marquée des coefficients de Gini parmi les actifs et les retraités. Là encore, en 2006, le coefficient de Gini calculé à l'aide du revenu net dont on a ôté les prélèvements fiscaux est plus faible parmi les retraités. Finalement, en 2007, le coefficient de Gini calculé à partir du revenu disponible des retraités atteint 0.26, contre 0.24 pour les actifs. Ces résultats se confirment lorsque l'on observe les coefficients de Theil (GE_0) et d'Atkinson (A_0)

Les rapports inter-déciles permettent d'affiner les résultats déduits de l'observation des coefficients de Gini (Cf. tableau 3 en annexe). En effet, que ce soit en haut ou en bas de la distribution des revenus bruts, nets ou disponibles, on observe en 2004 des écarts un peu plus importants parmi les retraités. Mais en 2007, la tendance s'est inversée au sein de certains déciles. L'écart entre le décile inférieur et le décile intermédiaire est le même parmi les actifs et parmi les retraités ($D10/D50=0.37$) en ce qui concerne la distribution du revenu brut. Toujours en 2007, tandis que le bas de la distribution des revenus disponibles est plus inégalitaire parmi les actifs que parmi les retraités ($D10/D50=0.61$ contre 0.59), la situation inverse peut être observée dans le haut de la distribution, indiquant probablement la présence de patrimoines et de revenus très élevés parmi les retraités ($D90/D50=1.82$ contre 1.6). Ainsi, $D90/D50$ vaut 1.6 parmi les actifs, contre 1.8 parmi les retraités.

L'utilisation des indicateurs d'entropie et d'Atkinson permet de prendre en compte une norme de sensibilité à l'inégalité. Cette norme α dans la formulation des indices d'entropie, et ε dans la formulation des indicateurs d'Atkinson, permet d'accorder plus ou moins d'importance aux inégalités selon que l'on se trouve dans le haut ou dans le bas de la distribution des revenus (Cf. tableau 4 en annexe).

De 2005 à 2007, l'indicateur d'Atkinson avec une forte sensibilité aux inégalités de revenus bruts (A_2) est bien plus élevé parmi les actifs que parmi les retraités (0.749 contre 0.497 en 2007). Autrement dit, le degré d'inégalité du aux très faibles revenus de certains actifs est plus important qu'il ne l'est parmi les retraités. La distribution du revenu net après prélèvements fiscaux s'avère toujours plus inégalitaire, compte tenu de la situation des plus pauvres, parmi les actifs que les retraités: en 2007, l'indicateur A_2 calculé à partir du revenu net moins les prélèvements fiscaux est égal à 0.43 pour les actifs et 0.31 pour les retraités. Mais dès lors que les prestations sociales sont reversées, on observe un changement net de tendance: les inégalités parmi les actifs deviennent moins sensibles à l'extrême faiblesse de certains revenus disponibles qu'elles ne le sont parmi les retraités. Ce constat nous permet de confirmer le rôle des prestations sociales auprès des ménages actifs comme l'analyse des taux de pauvreté ci-dessus nous l'avait laissé entrevoir. Ces résultats sont également confirmés par l'observation de l'indicateur d'entropie GE_2 , pris lui aussi avec un indice de sensibilité aux inégalités élevé.

Ainsi, l'analyse des niveaux de vie ne semble pas justifier l'existence d'une fiscalité préférentielle à destination des retraités. Néanmoins, elle permet de réduire nettement les inégalités qui résulteraient de la distribution des revenus bruts, et de réduire les différences d'exposition au risque de pauvreté entre les actifs et les retraités. Les prestations sociales ont quant à elles un impact beaucoup plus net sur la pauvreté des actifs que sur celle des retraités.

III.2 Une analyse économétrique des inégalités inter-groupes

Après avoir étudié le lien entre inégalités, fiscalité et redistribution d'une part parmi les actifs et d'autre part parmi les retraités, nous cherchons dans cette partie à confronter directement inégalités entre retraités et actifs, et fiscalité. Nous étudions donc les inégalités inter-groupes.

Pour ce faire, nous construisons un d'indicateur d'inégalité entre le groupe des actifs et le groupe des retraités. Néanmoins, ayant pour souci de ne pas perdre d'information, nous modifions légèrement nos échantillons d'actifs et de retraités. En effet, en utilisant la méthode des revenus par unité de consommation, nous diluons les revenus issus du travail et ceux issus des pensions de retraite lorsque le ménage est constitué d'un actif et d'un retraité. C'est pourquoi nous supprimons les ménages constitués de couples que nous appellerons « couples mixtes ». Lorsqu'un actif est marié à une retraitée, les membres du ménage en question sont ôtés de l'échantillon, et vice-versa.

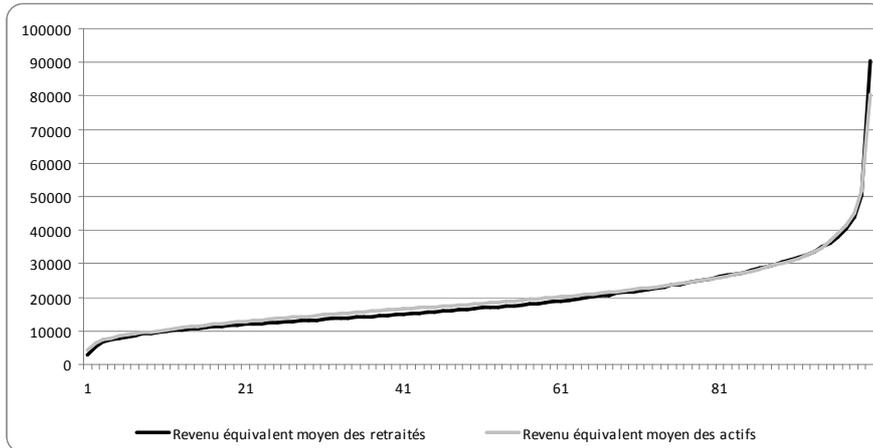
Disposant de deux sous échantillons de tailles différentes (les retraités et les actifs), nous agrégeons les données microéconomiques de manière à disposer de données par centiles de populations au sein des retraités et des actifs. Ainsi, le revenu équivalent (ou par unité de consommation) moyen par centile est calculé dans les deux sous échantillons. Enfin, les inégalités entre actifs et retraités ($y_{c,t}$) sont approximées par la différence de revenu équivalent moyen par centile :

$$y_{c,t} = y_{c,t}^{act} - y_{c,t}^{ret}, \forall c \in [1,100] \quad (5)$$

Où $y_{c,t}$ définit notre variable d'intérêt (Cf. figure 1), approximation des inégalités entre actifs et retraités, et $y_{c,t}^{act}$ et $y_{c,t}^{ret}$ sont respectivement les revenus par unité de consommation moyens des actifs et des retraités par centile c en t .

La période considérée couvre les années 2004 à 2007, et les données sont déflatées. Ayant des échantillons d'actifs et de retraités de tailles différentes, il est difficile de comparer les individus un à un. Mais il nous faut conserver un nombre important d'observations pour proposer par la suite une modélisation économétrique suffisamment solide. C'est pourquoi exprimer les données d'enquête non pas par individus, mais par centiles d'individus permet d'égaliser le nombre d'observations des deux sous échantillons, puis de comparer des individus « comparables » par la place qu'ils occupent dans la distribution des revenus au sein leur échantillon d'origine. La base de données mobilisée contient donc cent observations d'individus représentatifs des centiles de populations.

Figure 1 Distribution des revenus moyens équivalents par centiles



La fiscalité préférentielle à destination des retraités a-t-elle un impact sur notre indicateur d'inégalité entre les actifs et les retraités? Un certain nombre de variables fiscales sont construites pour être ensuite intégrées à notre modélisation comme variables exogènes. Les retraités bénéficiant de dispositifs spécifiques en matière de cotisations sociales, d'impôt sur le revenu, de taxe d'habitation et de taxe foncière, nous calculons le montant moyen de ces prélèvements par centiles de population active et retraitée. L'impôt sur la fortune est lui aussi intégré.

Nous obtenons donc huit variables, auxquelles nous ajoutons des variables représentant les caractéristiques personnelles des individus inclus dans les centiles d'actifs et de retraités considérés:

- l'âge moyen du centile,
- l'âge moyen de fin d'études,
- le nombre moyen de personnes au sein des ménages d'appartenance,
- la proportion de femmes au sein du centile,
- la proportion de propriétaires de leur résidence principale,
- la proportion d'individus de nationalité étrangère,
- la proportion d'agriculteurs (ou d'anciens agriculteurs lorsqu'ils sont retraités),
- de cadres,
- de professions intermédiaires,
- la proportion d'employés,
- et d'ouvriers, la dernière catégorie, composée des (anciens) commerçants, n'est pas représentée.

Il est possible d'intégrer une dimension temporelle à l'analyse économétrique car nous disposons des données pour les années 2004 à 2007. Nous proposons deux types d'analyses, de manière à confronter les résultats obtenus, avant de privilégier la meilleure démarche possible:

- une analyse linéaire des observations de 2004 à 2007
- une analyse en panel sur la même période

Le modèle de régression multiple suivant est proposé :

$$y_c = \beta X_c + \varepsilon_c \quad (6)$$

Où y_c est le vecteur de la variable dépendante, et X_c la matrice des variables explicatives.

L'estimation est réalisée à l'aide des moindres carrés ordinaires. L'hypothèse de nullité simultanée des coefficients peut ensuite être rejetée, nous permettant ainsi de juger ce modèle comme pertinent (Cf. tableau 6 en annexe).

Plusieurs spécifications sont proposées de manière à tester la robustesse des analyses linéaires. En effet, nos échantillons ont la particularité de contenir quelques valeurs extrêmes car une infime partie de nos individus ont des revenus très élevés. Or, il existe plusieurs méthodes d'estimations robustes pour pallier le problème des valeurs extrêmes.

Dans un premier temps, une indication de l'existence de valeurs extrêmes est donnée par les distances de Cook qui mesurent l'influence des observations sur l'ensemble des prédictions du modèle. La valeur de la distance est traditionnellement considérée comme élevée si elle est supérieure à 1. Elles sont au nombre de 4.

Les valeurs des résidus sont d'autant plus élevées que les centiles d'appartenance sont élevés. Les 10 valeurs de résidus les plus élevées dans notre échantillon des 400 observations concernent les déciles supérieurs au décile 96 (i.e aux différences de revenu disponible par UC pour les 4% d'individus les plus riches parmi les retraités et les actifs).

Après avoir calculé les distances de Cook et supprimé les observations pour lesquelles la valeur est supérieure à 1, nous proposons une régression robuste en utilisant le biweight de Tukey (Cf. tableau 7 en annexe). Cet estimateur donne un poids nul aux individus jugés aberrants. La fonction de poids de Tukey s'écrit pour une variable x et une constante arbitraire c ⁸ :

$$g(x) = \begin{cases} \left(1 - \frac{x}{c}\right)^4 & \text{si } x < c, \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (7)$$

L'estimateur de la fonction biweight de Tukey qui permet de relativiser le poids des valeurs aberrantes en se basant sur les distances de Cook pâtit néanmoins de lacunes en matière de détection des valeurs extrêmes (Rousseeuw et Van Zomeren, 1990; Verardi et Croux, 2009). En effet, il est difficile de distinguer les clusters de valeurs de valeurs extrêmes avec les distances de Cook. C'est pourquoi Salibian-Barrera et Yohai (2006) proposent une méthode de sous échantillonnage de l'échantillon initial de manière à n'obtenir que des sous groupes homogènes d'observations. Ensuite, une dispersion robuste des observations est recalculée en apportant moins de poids aux valeurs extrêmes selon leur sous échantillon d'appartenance.

⁸ Un choix classique est $c=6$

Dans un premier temps, en mettant en œuvre cette méthode, nous calculons les distances de manahalobis robustes. Les observations ayant une distance supérieure à une distance seuil sont considérées comme valeur aberrantes. Les distances de manahalobis robustes sont calculées par:

$$d_i = \sqrt{(X_i - \mu)\Sigma^{-1}(X_i - \mu)'} \quad (7)$$

Où μ est le vecteur multivarié de localisation de l'observation, Σ la matrice de covariance des variables explicatives et X_i le $i^{\text{ème}}$ vecteur colonne de la matrice X des variables. La distance seuil est par ailleurs calculée comme la racine carré de la valeur critique d'un χ_2 à p degrés de liberté pour un modèle de p variables explicatives. Dans notre échantillon, 135 observations sont considérées comme des valeurs extrêmes.

Compte tenu du nombre de variables, N sous échantillons sont générés à partir de la base initiale de manière à sélectionner uniquement, avec une forte probabilité, des sous échantillons sans valeur aberrante (Salibian-Barrera et Yohaï, 2006; Verardi et Croux, 2009):

$$N = \left[\frac{\log(1 - P_{clean})}{\log[1 - (1 - \alpha)]^p} \right] \quad (8)$$

Où α est la proportion maximale de valeurs extrêmes, traditionnellement fixé à 0.2, p le nombre de paramètres à estimer, et P_{clean} la probabilité désirée d'avoir au moins un sous échantillon sans valeur extrême parmi les N sous échantillons. Cette probabilité est fixée à 0.99.

L'utilisation de cette méthode nous permet d'aboutir à des résultats meilleurs que les MCO, et meilleurs que l'estimateur de Tukey.

Une modélisation en panel est ensuite proposée. Un test d'absence d'effet spécifique (Cf. tableaux 9 et 10 en annexe) confirme la pertinence d'utiliser la dimension temporelle de manière à tenir compte de l'hétérogénéité observée et inobservée de notre échantillon.

La dimension temporelle est toutefois limitée. C'est pourquoi nous privilégions un modèle à effets aléatoires. Sous hypothèse d'orthogonalité des effets individuels et des régresseurs, le modèle à erreurs composées peut être formulé de la sorte:

$$y_{c,t} = X_{c,t}\alpha + \varepsilon_{c,t} \quad (9)$$

$$\varepsilon_{c,t} = \tau_c + \rho_{c,t} \quad (10)$$

Où $y_{c,t}$, notre variable dépendante, représente la différence de revenu équivalent moyen par centile de retraités et d'actifs, et $X_{c,t}$ le vecteur de variable explicatives. Le terme d'erreur $\varepsilon_{c,t}$ suit une loi normale multivariée d'espérance nulle. τ_c et $\rho_{c,t}$ sont des variables dépendantes suivant des lois normales centrées réduites.

Résultats

Les différentes spécifications testées montrent le rôle que jouent l'impôt sur le revenu, les cotisations sociales, la taxe foncière et la taxe d'habitation dans la constitution d'inégalités entre les actifs et les retraités.

Les régressions linéaires⁹ –robustes et non robustes– et les régressions en panel, nous permettent de mettre en évidence l'impact significatif et positif des cotisations sociales des actifs et de la taxe d'habitation des actifs. Autrement dit, la corrélation entre la perception de ces impôts et notre variable dépendante est positive, indiquant donc une tendance à l'accroissement de l'écart de revenu par centile entre les actifs et les retraités. Au contraire, nous démontrons l'impact négatif et significatif des cotisations sociales acquittées par les retraités, de leur taxe d'habitation et de l'impôt sur le revenu des retraités. Lorsque ces prélèvements augmentent, l'écart entre le revenu disponible des actifs et des retraités aurait donc tendance à diminuer.

Il semblerait, d'après ces résultats, que la diminution de certains dispositifs fiscaux spécifiques à destination des retraités permette de réduire l'écart de niveau de vie entre les actifs et les retraités. Les dispositifs en question sont les réductions ou exonérations de cotisations sociales et les abattements spéciaux en matière d'impôt sur le revenu. Si certains dispositifs fiscaux visent à orienter la consommation de services ciblés (services à la personne) ou permettent de compenser en partie les conséquences d'accidents de la vie (invalidité), ce n'est pas le cas de tous. A titre d'exemple, l'abattement de 10% sur l'impôt sur le revenu des retraités accordé au même titre que les 10% accordés aux actifs pour frais professionnels ne se justifie par aucune raison économique lorsque le ménage retraité jouit d'un niveau de vie conforme à la moyenne.

En revanche, permettre une baisse de la taxe d'habitation acquittée par les actifs ou une réduction du poids de l'impôt sur le revenu parmi les ménages d'actifs entraînerait une réduction de l'écart de niveau de vie entre ces deux populations.

Nous observons un impact significatif et positif de la proportion de propriétaires parmi les actifs. Autrement dit, plus la proportion de propriétaires est élevée parmi les centiles d'actifs, plus l'écart de revenu disponible l'est. Le fait que les retraités soient plus souvent propriétaires que les actifs leur permet de desserrer leur contrainte de budget alors que le remboursement du crédit immobilier ou le paiement des loyers constituent une charge lourde pour les ménages d'actifs. On peut supposer que plus la proportion de

⁹ Nous avons également effectué les analyses linéaires pour chaque année de 2004 à 2007. Dans un souci de synthétisation, tous ces résultats ne sont pas reproduits ici, mais ils peuvent être fournis sur demande. Les résultats sont néanmoins récapitulés en annexe.

propriétaires s'accroît parmi les actifs, plus leur revenu disponible par UC est élevé, réduisant ainsi une source de réduction d'écart de revenu entre les actifs et les retraités.

Il semblerait que plus la proportion d'individus de nationalité étrangère soit importante parmi les actifs, plus l'écart avec les retraités soit faible. Si le fait d'être de nationalité étrangère induit une pression à la baisse sur les revenus des actifs, alors cela réduit la valeur de notre variable dépendante.

IV. Conclusion

La redistribution se manifeste par le biais de prélèvements fiscaux et sociaux, mais aussi par la distribution de prestations d'assurance et d'assistance sociales. Nous avons traité les diverses questions soulevées en introduction en distinguant les actifs des retraités, de manière à comparer les niveaux d'inégalité intragroupes puis d'analyser les inégalités intergroupes.

Les prélèvements fiscaux et sociaux obéissent à des règles différentes selon qu'ils s'appliquent aux actifs ou aux retraités. Pourtant, de prime abord, le niveau des inégalités et le niveau de vie des retraités ne semblent plus justifier l'existence d'un traitement différencié. La décomposition des étapes de distribution des revenus parmi les actifs et parmi les retraités montre que l'architecture de la redistribution permet aujourd'hui de réduire considérablement les inégalités et le taux de pauvreté au sein des retraités qui résulteraient de la simple distribution des revenus bruts. Néanmoins, les analyses économétriques tendent à montrer que l'augmentation des prélèvements sociaux sur les revenus des retraités ainsi que la suppression de certains avantages en matière d'impôt sur le revenu pourrait permettre de réduire l'écart de revenu entre les actifs et les retraités.

Ainsi, l'utilité de la redistribution parmi les actifs et parmi les retraités, étudiés chacun au sein d'échantillons distincts, ne se dément pas tant en matière de lutte contre la pauvreté que de réduction des inégalités. Mais la différenciation des dispositifs de prélèvements n'apparaît plus si pertinente lorsque de les deux échantillons sont rapprochés pour être étudiés conjointement. Accroître la contributivité du système de retraite parmi les quantiles de population les plus aisés et réduire simultanément certains avantages économiquement de moins en moins justifiés pourrait être de nature à réduire les inégalités. Mais ces résultats appellent à être complétés par des analyses micro-économiques précises qui ne considèreraient plus les prélèvements et les prestations en termes de niveau de vie uniquement mais également en fonction du barème auquel ils sont soumis (nombre de parts dans un ménage en ce qui concerne le calcul de l'impôt sur le revenu par exemple).

Bibliographie

Atkinson A.B. (1970), "On measurement of economic inequality", *Journal of Economic Theory*, vol. 2, n°3, pp. 244-263,

Briard K., Duc C., El Mekkaoui De Freitas N., Legendre B., Mage S. (2009) *Aléas de carrière des séniors et impact sur les retraites*, document de travail CEE n°112,

Brown S.G. & Prus R.L. (2006), "Income inequality over the later-life course : a comparative analysis of seven OECD countries", *SEDAP Research paper n°154*,

Cloarec N. (2000) *Les passages de l'emploi à la retraite*, DARES Premières synthèses

Colin C., Iélu V. and Mahieu R. (2000) *Les trajectoires de fin de carrière des salariés du secteur privé*, Dossiers Solidarité et Santé n°3, DREES

Secrétariat général du Conseil d'orientation des retraites (2009) *Niveaux de vie comparés des retraités et des actifs : évolutions récentes*, Document de travail pour la séance plénière du 21 octobre 2009,

El Mekkaoui De Freitas N, Briard K, Duc C, Legendre B, Mage S. (2008), *Aléas de Carrière, inégalités et retraite*, Rapport de Recherche n°47 CEE, 229 pages, Juin.

DGTPE (2006) *Panorama de la fiscalité des pensionnés et personnes âgées*, Note de la DGTPE pour le COR,

Donaldson D., & Weymark J.A (1980) "Ethically flexible Gini indices for income distribution in the continuum", *Journal of Economic Theory*, vol. 29, pp. 353-358,

Foster J., Greer J. & Thorbecke E. (1984) A class of decomposable poverty measures, *Econometrica*, vol. 52, pp. 761-776,

Franco D., Marino M., & Tommasino P. (2008) Pension policy and poverty in Italy : Recent developments and new priorities, *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, vol. 67, pp 119-160,

Gini C. (1921), Measurement of inequality of incomes, *The Economic Journal*, vol. 31, n°121, pp.124-126,

Lavigne A. (2006) *Retraite, épargne et fiscalité*, *Retraite et Société*, vol. 47, pp. 10-33, 2006,

Rousseeuw P.J., & van Zomeren B. (1990) Unmasking multivariate outliers and leverage points, *Journal of American Statistical Association*, vol. 45, pp. 633-639,

Salibián-Barrera M. & Yohai V. (2006) A fast algorithm for s-regression estimates, *Journal of Computational and Graphical Statistics*, vol. 15, pp. 414-427,

Shorrocks, A. F. (1980), The Class of Additively Decomposable Inequality Measures, *Econometrica*, vol. 48, pp. 613-625.

Theil H. (1967), *Economics and Information Theory*, North-Holland Publishing Company, Amsterdam, 488p.,

Verardi V. & Croux C., (2009) Robust regression in stata, *Stata Journal*, Stata Corp LP, vol 9(3), pp 439-453,

Yitzhaki S. (1983) On an extension of the gini inequality index, *International Economic Review*, vol. 24, pp. 617-628

Annexes

Tableau 3 Indices FGT et Ratios interdéciles

	Indices FGT des Actifs						Indices FGT des Retraités					
	2004			2007			2004			2007		
	$\alpha = 0$	$\alpha = 1$	$\alpha = 2$	$\alpha = 0$	$\alpha = 1$	$\alpha = 2$	$\alpha = 0$	$\alpha = 1$	$\alpha = 2$	$\alpha = 0$	$\alpha = 1$	$\alpha = 2$
Revenu brut individuel	0.132	0.057	0.035	0.135	0.06	0.038	0.288	0.102	0.056	0.246	0.092	0.052
Revenu net individuel	0.134	0.056	0.035	0.136	0.061	0.039	0.221	0.079	0.044	0.193	0.074	0.043
Revenu net - Impôt sur le revenu, par UC	0.102	0.034	0.018	0.107	0.037	0.02	0.096	0.022	0.0097	0.086	0.026	0.013
Revenu disponible par UC	0.046	0.013	0.006	0.041	0.01	0.004	0.112	0.023	0.009	0.09	0.023	0.011
	Ratios interdécile des Actifs						Ratios interdéciles des Retraités					
	2004			2007			2004			2007		
	D90/D10	D90/D50	D10/D50	D90/D10	D90/D50	D10/D50	D90/D10	D90/D50	D10/D50	D90/D10	D90/D50	D10/D50
Revenu brut individuel	5.41	2.03	0.375	5.59	2.06	0.37	5.67	2.21	0.39	5.5	2.05	0.37
Revenu net individuel	5.22	2.03	0.39	5.34	2	0.38	5.61	2.23	0.39	5.27	2.04	0.39
Revenu net - Impôt sur le revenu, par UC	3.63	1.74	0.48	3.65	1.72	0.47	3.61	1.93	0.53	3.29	1.84	0.56
Revenu disponible par UC	2.71	1.63	0.6	2.63	1.6	0.61	3.43	1.91	0.56	3.1	1.82	0.59

Source : SRCV, calculs de l'auteur

Tableau 4 Indices d'entropie et d'Atkinson

	Indices d'entropie des Actifs						Indices d'entropie des Retraités					
	2004			2007			2004			2007		
	$\alpha = 0$	$\alpha = 1$	$\alpha = 2$	$\alpha = 0$	$\alpha = 1$	$\alpha = 2$	$\alpha = 0$	$\alpha = 1$	$\alpha = 2$	$\alpha = 0$	$\alpha = 1$	$\alpha = 2$
	Revenu brut individuel	0.259	0.254	0.532	0.261	0.228	0.324	0.269	0.251	0.345	0.266	0.288
Revenu net individuel	0.248	0.23	0.34	0.255	0.226	0.33	0.267	0.253	0.355	0.255	0.277	0.268
Revenu net - Impôt sur le revenu, par UC	0.16	0.151	0.195	0.15	0.134	0.154	0.155	0.164	0.225	0.134	0.129	0.16
Revenu disponible par UC	0.105	0.109	0.146	0.088	0.09	0.108	0.144	0.155	0.214	0.122	0.122	0.156
	Indices d'Atkinson des Actifs						Indices d'Atkinson des Retraités					
	2004			2007			2004			2007		
	$\varepsilon = 0$	$\varepsilon = 1$	$\varepsilon = 2$	$\varepsilon = 0$	$\varepsilon = 1$	$\varepsilon = 2$	$\varepsilon = 0$	$\varepsilon = 1$	$\varepsilon = 2$	$\varepsilon = 0$	$\varepsilon = 1$	$\varepsilon = 2$
	Revenu brut individuel	0.116	0.229	0.539	0.111	0.23	0.749	0.12	0.236	0.556	0.123	0.233
Revenu net individuel	0.109	0.22	0.533	0.109	0.225	0.745	0.119	0.234	0.552	0.118	0.225	0.486
Revenu net - Impôt sur le revenu, par UC	0.073	0.148	0.382	0.067	0.14	0.431	0.076	0.144	0.323	0.062	0.125	0.305
Revenu disponible par UC	0.051	0.099	0.22	0.043	0.085	0.188	0.071	0.135	0.301	0.058	0.115	0.268

Source : SRCV, calculs de l'auteur

Tableau 5 Indices de Gini

	Actifs		Retraités	
	2004	2007	2004	2007
Revenu brut individuel	0.36	0.35	0.38	0.37
Revenu net individuel	0.35	0.35	0.37	0.36
Revenu net - Impôt sur le revenu, par UC	0.29	0.28	0.30	0.27
Revenu disponible par UC	0.24	0.24	0.29	0.26

Source : SRCV, calculs de l'auteur

Tableau 6 Résultat de la régression en MCO expliquant y_c

Cotisations sociales acquittées par les actifs	0.432
Taxe foncière acquittée par les actifs	0.959
Taxe d'habitation acquittée par les actifs	0.066**
Impôt sur le revenu acquitté par les actifs	0.03
Impôt sur la fortune acquitté par les actifs	0.049
Cotisations sociales acquittées par les retraités	-0.389*
Taxe foncière acquittée par les retraités	1.108
Taxe d'habitation acquittée par les retraités	0.017
Impôt sur le revenu acquitté par les retraités	-0.389*
Impôt sur la fortune acquitté par les retraités	0.056
Nombre moyen d'UC par ménage d'actifs dans le centile	-126.61
Age moyen des actifs du centile	-83.769
Age moyen de fin d'étude des actifs du centile	-211.845
Proportion de propriétaires des centiles d'actifs	199.572
Proportion d'actifs de nationalité étrangère dans le centile	-85.682
Proportion de femmes dans le centile d'actifs	342.099
Proportion d'agriculteurs dans le centile d'actifs	4634.293*
Proportion de cadres dans le centile d'actifs	-2212.559
Proportion de professions intermédiaires dans le centile d'actifs	-4.316
Proportion d'employés dans le centile d'actifs	3075.964**
Proportion d'ouvriers dans le centile d'actifs	2270.289
Nombre moyen d'UC par ménage de retraités dans le centile	-127.312
Age moyen des retraités du centile	27.771

Age moyen de fin d'étude des retraités du centile	82.948
Proportion de propriétaires des centiles de retraités	-200.495
Proportion de retraités de nationalité étrangère dans le centile	-3749.488
Proportion de femmes dans le centile d'retraités	-1357.144
Proportion d'agriculteurs dans le centile de retraités	-1385.968
Proportion de cadres dans le centile de retraités	2380.52
Proportion de professions intermédiaires dans le centile de retraités	-1156.945
Proportion d'employés dans le centile de retraités	804.443
Proportion d'ouvriers dans le centile de retraités	899.711
Constante	2979.751
N	400
R ²	0.246
F(32,367)	59.511
Degrés de significativité: * : 10%, ** : 5%, *** : 1%	

Tableau 7 Estimation robuste de y_c à l'aide de l'estimateur de Tukey

	Coefficient
Cotisations sociales acquittées par les actifs	0.09
Taxe foncière acquittée par les actifs	0.018
Taxe d'habitation acquittée par les actifs	0.053*
Impôt sur le revenu acquitté par les actifs	0.016
Impôt sur la fortune acquitté par les actifs	0.014
Cotisations sociales acquittées par les retraités	-0.02
Taxe foncière acquittée par les retraités	0.582*
Taxe d'habitation acquittée par les retraités	-1.542**
Impôt sur le revenu acquitté par les retraités	-0.03
Impôt sur la fortune acquitté par les retraités	0.022
Nombre moyen d'UC par ménage d'actifs dans le centile	-16.989
Age moyen des actifs du centile	-29.593*
Age moyen de fin d'étude des actifs du centile	-13.353
Proportion de propriétaires des centiles d'actifs	1437.369***
Proportion d'actifs de nationalité étrangère dans le centile	-1879.872***
Proportion de femmes dans le centile d'actifs	-285.7

Proportion d'agriculteurs dans le centile d'actifs	134.88
Proportion de cadres dans le centile d'actifs	-2085.714***
Proportion de professions intermédiaires dans le centile d'actifs	887.31
Proportion d'employés dans le centile d'actifs	1400.054
Proportion d'ouvriers dans le centile d'actifs	616.72
Nombre moyen d'UC par ménage de retraités dans le centile	57.37
Age moyen des retraités du centile	-22.658
Age moyen de fin d'étude des retraités du centile	-15.175
Proportion de propriétaires des centiles de retraités	-303.759
Proportion de retraités de nationalité étrangère dans le centile	243.69
Proportion de femmes dans le centile d'retraités	-276.628
Proportion d'agriculteurs dans le centile de retraités	-1407.413***
Proportion de cadres dans le centile de retraités	-1983.308***
Proportion de professions intermédiaires dans le centile de retraités	-436.278
Proportion d'employés dans le centile de retraités	482.848
Proportion d'ouvriers dans le centile de retraités	681.148
Constante	3658.153*
N	396
R ²	0.851
F(32,363)	64.78
Degrés de significativité: * : 10%, ** : 5%, *** : 1%	

Tableau 8 Estimation robuste de γ_c à l'aide de l'estimateur de Salibian-Barrera

	Coefficient
Cotisations sociales acquittées par les actifs	0.196***
Taxe foncière acquittée par les actifs	-0.506
Taxe d'habitation acquittée par les actifs	0.055***
Impôt sur le revenu acquitté par les actifs	0.13***
Impôt sur la fortune acquitté par les actifs	0.113
Cotisations sociales acquittées par les retraités	-0.186***
Taxe foncière acquittée par les retraités	0.276
Taxe d'habitation acquittée par les retraités	-1.088*
Impôt sur le revenu acquitté par les retraités	-0.159***

Impôt sur la fortune acquitté par les retraités	0.027
Nombre moyen d'UC par ménage d'actifs dans le centile	10.081
Age moyen des actifs du centile	-2.684
Age moyen de fin d'étude des actifs du centile	14.152
Proportion de propriétaires des centiles d'actifs	901.407***
Proportion d'actifs de nationalité étrangère dans le centile	-1754.446
Proportion de femmes dans le centile d'actifs	19.069
Proportion d'agriculteurs dans le centile d'actifs	-796.103
Proportion de cadres dans le centile d'actifs	-2339.67***
Proportion de professions intermédiaires dans le centile d'actifs	574.822
Proportion d'employés dans le centile d'actifs	1212.276
Proportion d'ouvriers dans le centile d'actifs	1132.483
Nombre moyen d'UC par ménage de retraités dans le centile	57.456
Age moyen des retraités du centile	-16.91
Age moyen de fin d'étude des retraités du centile	-47.439
Proportion de propriétaires des centiles de retraités	-272.979
Proportion de retraités de nationalité étrangère dans le centile	220.488
Proportion de femmes dans le centile d'retraités	-588.5*
Proportion d'agriculteurs dans le centile de retraités	-1346.694***
Proportion de cadres dans le centile de retraités	-2031.77***
Proportion de professions intermédiaires dans le centile de retraités	-97.263
Proportion d'employés dans le centile de retraités	491.064
Proportion d'ouvriers dans le centile de retraités	163.218
Constante	2152.824
N	400
Degrés de significativité: * : 10%, ** : 5%, *** : 1%	

Tableau 9 Estimation robuste de y_c , modèle en panel à effets aléatoires

	Coefficient
Cotisations sociales acquittées par les actifs	0.432***
Taxe foncière acquittée par les actifs	0.959
Taxe d'habitation acquittée par les actifs	0.066
Impôt sur le revenu acquitté par les actifs	0.003
Impôt sur la fortune acquitté par les actifs	0.049
Cotisations sociales acquittées par les retraités	-0.389***
Taxe foncière acquittée par les retraités	1.108
Taxe d'habitation acquittée par les retraités	0.017
Impôt sur le revenu acquitté par les retraités	-0.389***
Impôt sur la fortune acquitté par les retraités	0.056
Nombre moyen d'UC par ménage d'actifs dans le centile	-126.616
Age moyen des actifs du centile	-83.769
Age moyen de fin d'étude des actifs du centile	-211.845
Proportion de propriétaires des centiles d'actifs	199.572
Proportion d'actifs de nationalité étrangère dans le centile	-85.682
Proportion de femmes dans le centile d'actifs	342.099
Proportion d'agriculteurs dans le centile d'actifs	4634.293
Proportion de cadres dans le centile d'actifs	-2212.559
Proportion de professions intermédiaires dans le centile d'actifs	-4.316
Proportion d'employés dans le centile d'actifs	3075.964*
Proportion d'ouvriers dans le centile d'actifs	2270.289
Nombre moyen d'UC par ménage de retraités dans le centile	-127.312
Age moyen des retraités du centile	27.771
Age moyen de fin d'étude des retraités du centile	82.948
Proportion de propriétaires des centiles de retraités	-200.485
Proportion de retraités de nationalité étrangère dans le centile	-3749.488
Proportion de femmes dans le centile d'retraités	-1357.144
Proportion d'agriculteurs dans le centile de retraités	-1385.968
Proportion de cadres dans le centile de retraités	2380.591

Proportion de professions intermédiaires dans le centile de retraités	-1156.945
Proportion d'employés dans le centile de retraités	804.443
Proportion d'ouvriers dans le centile de retraités	899.711
Constante	2979.751
N	400
Chi2(32)	119.782
Degrés de significativité: * : 10%, ** : 5%, *** : 1%	

Tableau 10 Tests pour valider le choix des effets

Test de Hausman	Chi2(32)=13.36
	Prob>Chi2=0.94
Test de Breusch Pagan	Chi2(1)=36.12
	Prob>Chi2=0.00