

École des Hautes Études en Sciences Sociales
Master *Analyse et Politique Économiques*

Mémoire de M2

Année 2012-2013

Appréhender la redistribution sur le cycle de vie

Béatrice BOUTCHENIK

Directeur de mémoire : Thomas PIKETTY

Rapporteur : Antoine BOZIO

Remerciements

Je remercie d'une part Thomas Piketty, pour avoir accepté d'encadrer ce mémoire mais également parce que ce travail repose dans une large mesure sur le modèle TAXipp dont il a mis au point la première version, conjointement avec Camille Landais et Emmanuel Saez. Par ailleurs, ce mémoire a été effectué dans le cadre d'un stage au sein de l'Institut des Politiques Publiques (IPP). Je souhaite ainsi remercier vivement Antoine Bozio, qui a été mon directeur de stage, pour ses idées concernant les développements du modèle et son enthousiasme communicatif pour les sujets étudiés. Je suis également très reconnaissante à mes co-stagiaires de l'aide qu'ils m'ont apportée dans la réalisation de ce travail, en particulier Alexis Eidelman, Quentin Laffeter, Jonathan Goupille et Simon Rabate.

Résumé

Les études empiriques en coupe portant sur les inégalités et la redistribution se heurtent au phénomène de mobilité des individus dans la distribution des revenus au cours du temps : ne pouvant en tenir compte, elles tendent à donner une vision tronquée à la fois des inégalités et de la redistribution opérée par les systèmes fiscaux et sociaux. Le présent travail, qui se donne pour objet l'étude des inégalités et de la redistribution sur le cycle de vie afin de pallier cette limitation, s'appuie sur la construction d'un modèle de simulation du système socio-fiscal français. Le modèle TAXi^{pp}-LIFE repose sur des trajectoires salariales réellement observées appariées avec des données d'enquête. Il conduit à montrer que la perspective de cycle de vie, bien qu'elle n'amène pas à réviser radicalement les phénomènes observés en coupe, permet de nuancer l'impact redistributif d'un certain nombre d'éléments du système socio-fiscal français.

Table des matières

1	Introduction	2
2	L'enjeu de la mesure de la redistribution sur le cycle de vie	5
2.1	De la variabilité des revenus à la mesure des inégalités	5
2.2	Mesures de la redistribution	6
2.2.1	Redistribution en coupe et sur le cycle de vie	6
2.2.2	Redistribution intra- et inter-individuelle	7
2.2.3	Importance de la perspective de cycle de vie selon les instruments redistributifs	8
3	Construction de la base de données	10
3.1	Les trajectoires salariales et leur appariement avec l'Enquête Patrimoine	10
3.1.1	Historique des revenus salariaux et de remplacement dans les fichiers EIC-DADS-Pôle Emploi	10
3.1.2	Appariement statistique de l'enquête Patrimoine avec les données EIC	11
3.1.3	Sélection de l'échantillon	12
3.2	Informations supplémentaires nécessaires à la simulation du système socio-fiscal	13
3.2.1	Structures familiales	14
3.2.2	Revenus du patrimoine	14
3.2.3	Loyers et logements	16
3.3	La simulation du système socio-fiscal avec le modèle TAXIPP	17
4	Résultats	19
4.1	Mesures des inégalités sur le cycle de vie	19
4.1.1	Inégalités de revenus intra-personnelles	19
4.1.2	Inégalités de revenus en coupe et sur le cycle de vie	21
4.2	Impact sur le cycle de vie des instruments redistributifs	24
4.2.1	Impact redistributif en coupe et sur le cycle de vie	24
4.2.1.1	Impôt sur le revenu	25
4.2.1.2	Minima sociaux, allocations logement et prime pour l'emploi	27
4.2.1.3	Prestations familiales	31
4.2.2	Éléments de comparaison des différents instruments	33
5	Conclusion et développements	37

1 Introduction

L'étude empirique de la redistribution est le plus souvent réalisée en coupe, tout comme l'est celle des inégalités. Concernant les inégalités et pour une année donnée, on trouvera fortement représentés dans le bas de la distribution de revenu les individus qui par exemple se trouvent au chômage, sont en situation d'inactivité ou de travail à temps partiel, mais également les jeunes, dont le salaire en début de carrière est typiquement plus faible que celui qu'ils toucheront plus tard, etc... Ces états sont plus ou moins durables : les épisodes de chômage et d'inactivité peuvent être de longue durée comme ils peuvent être très brefs ; les situations liées à l'âge ne sont, évidemment, pas appelées à perdurer. Les revenus des individus considérés à des périodes où ceux-ci sont dans des états de ce type seront en tout cas le plus souvent peu représentatifs du niveau effectif de leur revenu relativement à celui du reste de la population sur le long terme. Ainsi les personnes les plus défavorisées une année donnée ne le seront pas nécessairement de façon générale, ce qui conduit à s'interroger de façon plus fine sur la mesure des inégalités : une partie des inégalités correspond en effet à des inégalités inter-temporelles pour les mêmes individus, une autre partie à des inégalités réellement inter-individuelles.

De la même façon concernant la redistribution, une étude en coupe présentera un tableau qui ne reflète pas nécessairement la situation de long terme. Ainsi une telle étude montrera que les individus qui une année donnée perçoivent de faibles revenus, quand bien même cette situation n'est que temporaire, contribuent peu au système redistributif – puisque les impôts et prestations sociales se fondent sur les revenus courants et non sur ceux perçus sur le cycle de vie. Or la façon dont les individus contribuent ou au contraire bénéficient du système socio-fiscal n'est pas figée dans le temps. Une partie des prestations sociales perçues dans des périodes temporaires de revenus faibles ou nuls peut en fait avoir été financée par les mêmes individus à un autre point du temps. Pour reprendre les exemples précédents, les jeunes seront de façon générale appelés à contribuer plus largement au système redistributif durant la suite de leur carrière qu'à son début, et les individus au chômage ou en inactivité une année donnée ont relativement plus contribué lorsqu'ils occupaient un emploi, et feront de même s'ils sont amenés à en occuper un à nouveau. Ainsi, de même que l'on peut distinguer les inégalités inter-temporelles pour chaque individu des inégalités réellement inter-personnelles, une étude sur le cycle de vie permet de dissocier ce qui relève de la redistribution au cours du temps pour les mêmes individus, de ce qui correspond réellement à une redistribution entre personnes. Le premier type de redistribution correspond à une logique d'assurance, fonction clairement affichée de certains types d'instruments, mais qui est également présente dans des composantes des systèmes fiscaux et sociaux que l'on pourrait *a priori* considérer comme simplement redistributifs entre individus. L'étude sur le cycle de vie de la redistribution est ainsi d'une grande importance afin de clarifier les propriétés véritablement redistributives ou au contraire plutôt assurantielles d'un certain

nombre d'impôts et prestations sociales.

D'autres recours que celui à la perspective de cycle de vie pourraient être envisagés afin de mieux prendre en compte la variabilité des revenus au cours du temps dans la mesure des inégalités et de la redistribution. Sous l'hypothèse d'un accès parfait au marché du crédit et d'une connaissance de l'évolution future de leurs revenus par les individus, il serait possible de considérer leur niveau de consommation comme une meilleure approximation de leur revenu permanent. Toutefois, d'une part les hypothèses citées sont fortes et rendent sûrement mal compte de la réalité, d'autre part cette approche n'a un intérêt que dans l'étude des inégalités, pas dans celle portant sur la redistribution. Une autre approche empirique est possible, si l'on considère que les épisodes liés à certains risques, par exemple ceux de chômage ou d'inactivité, sont répartis uniformément dans la distribution des revenus : on peut alors définir une situation "normale" pour les individus (par exemple la situation d'emploi à temps plein) et considérer que la distribution des revenus perçus dans cette situation est représentative de la distribution du revenu permanent. Mais il n'est pas sûr que la répartition de ces risques soit effectivement uniforme dans la population. Par ailleurs, subsiste la question de l'évolution des revenus selon l'âge : quand bien même on considère pour une année donnée uniquement les individus en emploi, dans un monde où tous auraient exactement le même profil de revenus mais où les individus sont considérés à différents âges, on désignerait comme redistribution inter-individuelle ce qui serait plutôt de la redistribution inter-temporelle pour chaque individu.

Une étude des inégalités et de la redistribution sur le cycle de vie peut pallier ces deux limites en permettant de mieux tenir compte d'une part des évolutions selon l'âge, d'autre part de la mesure dans laquelle des situations temporaires plus ou moins défavorables touchent de façon différenciée les individus selon leur niveau de revenus. Plus généralement, une telle étude permet de répondre aux interrogations suivantes, très liées entre elles : dans quelle mesure les individus "pauvres" ou "riches" d'une année donnée le sont-ils également sur le cycle de vie ? Ceux qui une année donnée bénéficient le plus largement des prestations sociales, en bénéficient-ils tout aussi fortement sur le cycle de vie – et de même pour la contribution à travers les impôts ? L'impact redistributif de certains instruments du système socio-fiscal français est-il le même selon que l'on considère ces phénomènes en coupe ou sur le cycle de vie ? Lesquels de ces instruments sont relativement plus assurantiels ?

Afin de répondre à ces questions, un important travail empirique a dû être mené. La simulation de la législation ne pose pas de problème qui soit spécifique au cycle de vie : ce qui est appliqué habituellement à des données en coupe peut aisément être transposé à une période plus étendue, et le modèle de micro-simulation TAXIPP a été utilisé à cette fin. La difficulté rencontrée dans l'approche de cycle de vie réside plutôt dans la question des données pouvant être utilisées. Celles-ci doivent en effet permettre de disposer de suffisamment d'informations sur le long terme concernant un échantillon représentatif de la population française. La base

de données idéale serait un panel portant sur l'ensemble du cycle de vie, contenant tous les éléments pertinents concernant les revenus, le patrimoine, les statuts conjugaux, le logement, etc. Si des données proches de cet idéal existent dans les pays scandinaves, ce n'est pas le cas en France. Or les enquêtes en coupe, aussi complètes soient-elles, reconstituent généralement mal le passé des individus – lorsqu'elles le font. La solution qui a été employée ici a été de recourir à des données administratives retraçant les carrières salariales réellement observées (données EIC-EIR-DADS-Pôle Emploi), appariées à l'Enquête Patrimoine qui fournit un certain nombre d'informations concernant la situation familiale des ménages, leur patrimoine ou encore leur logement.

Après avoir détaillé dans la section 2 les enjeux de la mesure des inégalités et de la redistribution sur le cycle de vie ainsi que les travaux déjà effectués à ce sujet, on précise dans la section 3 le travail qui a été fait pour construire la base de données et simuler la législation, et ce faisant les hypothèses et simplifications sur lesquelles les résultats reposent. La section 4 présente les résultats – tout d'abord ceux concernant les inégalités, puis ceux portant sur l'impact redistributif sur le cycle de vie d'un certain nombre d'éléments du système socio-fiscal français. Enfin, la section 5 conclut et présente les principales pistes de développement concernant le modèle et le travail s'appuyant sur celui-ci.

2 L'enjeu de la mesure de la redistribution sur le cycle de vie

2.1 De la variabilité des revenus à la mesure des inégalités

Comme on l'a évoqué plus haut, c'est de la variabilité des revenus au cours du temps que découle la nécessité d'une approche des inégalités et de la redistribution sur le long terme. Les revenus perçus par les individus sont en effet susceptibles d'évoluer au cours du temps : d'une part selon une perspective canonique de cycle de vie dans laquelle les revenus connaissent une augmentation régulière pendant la majorité de la carrière d'un individu, les jeunes touchant souvent des revenus faibles quelle que soit leur profession future ; d'autre part à cause de chocs parfois imprévisibles pouvant conduire à des situations de chômage, de maladie, d'inactivité, etc., et affectant ainsi temporairement les revenus perçus. Ces deux facteurs font que les individus restent rarement toute leur vie au même point de la distribution globale des revenus.

Slemrod (1992) montre par exemple dans le cas des États-Unis qu'entre 1980 et 1986, lorsque l'on considère une année donnée, plus de 20 % des individus situés dans le décile le plus élevé n'y étaient pas l'année précédente. Ce chiffre est de 33 % lorsqu'on considère le percentile le plus élevé, entre 1982 et 1985. Il met par ailleurs en évidence le fait que pour les catégories de revenus les plus faibles en 1983 (et allant jusqu'à 25000 \$ annuels), le revenu moyen sur la période 1979-1985 est systématiquement plus élevé que le revenu pour la seule année 1983. Ceci est d'autant plus vrai que la position dans la distribution est faible : les individus dont les revenus en 1983 étaient compris entre 0 et 5000 \$ ont un revenu moyen de 3063 \$ en 1983, contre un revenu moyen de 7395 \$ sur l'ensemble de la période considérée. Björklund (1993) examine dans le cas de la Suède la relation entre revenus en coupe et sur le cycle de vie, de 1951 à 1989. Les corrélations entre ces deux variables sont faibles, voire nulles, lorsqu'on considère les individus à un âge situé entre 25 et 30 ans, alors qu'elles sont relativement fortes pour des groupes plus âgés. Le revenu annuel serait donc pour les jeunes un indicateur particulièrement mauvais du revenu sur le cycle de vie.

Cette variabilité des revenus au cours de la vie des individus porte un certain nombre de conséquences quant à la mesure des inégalités. Si ceux-ci se situent à différents points de la distribution à différents moments de leur vie, il en découle que la vision des inégalités prise en coupe sera exagérée par rapport aux inégalités sur le cycle de vie. Fitzgerald & Maloney (1990) ont ainsi calculé que le coefficient de Gini calculé pour les États-Unis en l'année 1979 se voyait réduit de 19,1 % après avoir contrôlé par le mouvement d'ascension des revenus selon l'âge, à travers les cohortes. D'autres études empiriques ont étudié les inégalités de revenus considérés sur des périodes plus ou moins longues, prenant donc en compte à la fois l'évolution "naturelle"

des revenus sur le cycle de vie et les chocs transitoires pouvant affecter ceux-ci. Slemrod (1992) rapporte les résultats de Shorrocks (1978) et de Bemis & Morgan (1975) qui montrent que l’extension à deux années ou plus de la période sur laquelle les inégalités sont étudiées change très peu la mesure de celles-ci. Il s’intéresse lui-même à la fraction de revenus détenue par les 1 %, 5 % et 10 % mieux lotis de la population, selon qu’on considère une année donnée ou la période allant de 1979 à 1985. Celle-ci passe respectivement de 8,4 à 7,6 %, de 19,9 à 18,7 % et de 30,0 à 28,5 % pour les trois catégories d’individus considérées, ce qui représente des variations relativement faibles.

Au contraire, selon Pettersson & Pettersson (2007) qui utilisent des données simulées, le coefficient de Gini diminue de 60 % si l’on considère tout le cycle de vie, par rapport à la même mesure pour une année donnée. Björklund (1993) estime que cette diminution est de l’ordre de 35 à 40 %, en considérant des données suédoises effectivement observées entre 1951 et 1989, soit une période bien plus longue que celle étudiée par Slemrod¹. Il est logique que la durée de la période considérée ait un effet important sur les conclusions auxquelles on parvient en termes d’inégalités et de redistribution, ce sur quoi on reviendra par la suite.

Quelle que soit son ampleur, on observe donc une réduction de la mesure des inégalités selon que l’on s’intéresse à des données en coupe ou sur le cycle de vie. Une limite des études portant sur les inégalités annuelles de revenus tient donc au fait que celles-ci mélangent les variations de revenus au cours du temps pour un même individu et les inégalités entre revenus individuels totaux calculés sur la période considérée, en leur accordant le même poids. Les analyses portant sur une période plus longue permettent au contraire de dissocier, au sein d’une mesure totale des inégalités, une partie tenant réellement aux inégalités entre individus (inégalités “inter-individuelles”) et une partie tenant à la variabilité des revenus sur le cycle de vie (inégalités “intra-individuelles”).

2.2 Mesures de la redistribution

2.2.1 Redistribution en coupe et sur le cycle de vie

Ce constat tient également lorsque l’on s’intéresse à la redistribution. Des aperçus annuels de celle-ci captent à la fois la redistribution opérée entre individus au sein de l’année considérée, et la redistribution qui est faite à travers les années pour les mêmes individus. De même que la mesure des inégalités diminue lorsqu’on étudie celles-ci sur le cycle de vie, la redistribution effectivement opérée entre individus sera ainsi minimisée si l’on considère celle-ci sur une période longue plutôt que sur une seule année. Bengtsson et al. (2012) montrent ainsi que la progressivité

1. Il est utile de préciser ici qu’une révision à la baisse de la mesure des inégalités n’implique pas de porter une attention réduite aux bas revenus, qui même s’ils sont temporaires correspondent malgré tout à des situations défavorables dans l’immédiat, en l’absence d’accès parfait aux marchés financiers, et doivent être corrigés

du système fiscal suédois sur le cycle de vie est plus faible que sa progressivité pour une année donnée, ce pour presque toutes les années de la période 1968-2009. Ainsi le système de taxation suédois serait presque proportionnel et aurait un effet redistributif de seulement quelques points de pourcentage, réduisant le coefficient de Gini de 10 %.

Björklund (1993) met quant à lui en évidence une réduction de celui-ci de 20 % sur la période 1978-1990, pour la Suède également, ce qui montre l'importance de l'étendue de la période étudiée. Pour les États-Unis, Slemrod (1992) trouve un effet redistributif compris entre 4 et 6 % lorsqu'on considère le cycle de vie : à titre d'exemple, le premier décile est taxé en moyenne à hauteur de 4,6 % lorsqu'on considère une année donnée, contre 6,1 % sur le cycle de vie, le deuxième à 5,5 et 7,4 % respectivement pour une année et sur le cycle de vie. Les écarts sont bien moins grands dans le haut de la distribution. De même, Bengtsson et al. (2012) montrent que ce sont surtout les quatre premiers quintiles qui sont affectés par la perspective de cycle de vie, alors que celle-ci ne change pas de beaucoup le taux de taxation effectif pour le quintile de revenus le plus élevé.

2.2.2 Redistribution intra- et inter-individuelle

Ces travaux amènent donc bien à nuancer la redistribution effectivement opérée entre individus par les systèmes socio-fiscaux existants. Celle-ci ne serait donc pas uniquement "interpersonnelle", mais également "intra-personnelle". Ainsi Pettersson & Pettersson (2007) estiment qu'entre 18 et 32 % de la redistribution effectuée par le système de redistribution suédois (taxes et prestations monétaires et non-monétaires) est effectivement de la redistribution entre individus, le reste correspondant à de la redistribution intra-personnelle qui est donc autofinancée : environ 7 à 8 couronnes suédoises sur 10 reçues sont payées, en moyenne, par les individus eux-mêmes à un autre moment. Dans le cas de la Suède, l'effet principal du système de redistribution serait donc un transfert de ressources au sein du cycle de vie. Les auteurs rapportent les résultats similaires de Hussenius & Selen (1994) qui pour ce même pays estiment que le taux de redistribution inter-personnelle se situe entre 24 et 32 %. Étudiant le cas de l'Australie, Falkingham & Harding (1996) situent ce chiffre entre 48 et 63 %, et entre 29 et 38 % pour le Royaume-Uni. Il est par ailleurs estimé à 45 % pour l'Irlande et à 24 % pour l'Italie O'Donoghue (2001).

La part de redistribution intra-personnelle des systèmes socio-fiscaux des différents pays pour lesquels elle a été mesurée apparaît donc substantielle. Celle-ci reflète une logique d'assurance contre les périodes du cycle de vie où les individus voient leurs revenus baisser ou certains types de dépenses augmenter, et ce de façon plus ou moins prévisible. Varian (1980) a ainsi souligné dès 1980 que la taxation peut être considérée comme une assurance sociale, ayant pour rôle d'égaliser le revenu et la consommation sur le cycle de vie. L'ensemble du système redistributif participe donc potentiellement de la fonction assurantielle de l'État, dans un monde

où les marchés financiers ne sont pas toujours complets. On aura pu noter dans le paragraphe précédent que les taux de redistribution inter-personnelle (rapportée à la redistribution totale) sont relativement plus élevés dans les pays anglo-saxons qu'en Suède, par exemple. Ceci est à rapprocher du constat de Lindert (2004) selon lequel les pays ayant un ratio élevé de dépenses publiques rapportées au PIB ont également un système fiscal plus proportionnel, comparativement aux pays anglo-saxons. Dans ces derniers, la fonction d'assurance est plutôt assurée par les marchés, ce qui laisse à l'État celle d'"assistance". Ceci est également cohérent avec la taxonomie canonique de l'État-Providence (Esping-Andersen (1990)), dans laquelle les États scandinaves sont caractérisés par un haut niveau d'universalité et une dépendance limitée aux marchés et à la famille.

La distinction entre redistribution inter-personnelle et redistribution intra-personnelle (ou assurantielle) revêt donc une grande importance dans le cadre du débat public. D'une part lorsqu'il s'agit d'effectuer des comparaisons entre pays, par exemple concernant les taux de prélèvements obligatoires : il est nécessaire de garder à l'esprit que les écarts observés peuvent s'expliquer pour une large partie par le caractère public ou privé des fonctions d'assurance. D'autre part, cette distinction est cruciale dans la réflexion menée sur l'équité des systèmes redistributifs : non seulement la redistribution effective entre individus doit être corrigée de la surestimation qui intervient lorsqu'on se restreint à une seule année, mais il est également important de prendre en compte les conséquences en termes de bien-être de la redistribution intra-personnelle, conséquences qui peuvent être inégalement réparties au sein de la population. C'est ce que montrent Hoynes & Luttmer (2011) dans le cas des États-Unis : la valeur de la composante assurantielle de la redistribution est positive pour l'ensemble de la population, mais elle est d'autant plus grande que le revenu est élevé.

2.2.3 Importance de la perspective de cycle de vie selon les instruments redistributifs

Tous les éléments des systèmes de redistribution ne contribuent pas de façon égale aux composantes de redistribution intra- et inter-personnelle de ceux-ci. Björklund & Palme (1997) montrent ainsi que l'impôt sur le revenu suédois agit principalement sur les inégalités entre individus (considérés sur le cycle de vie), alors que l'allocation familiale universelle a un effet à la fois sur celles-ci et sur les inégalités au sein du cycle de vie pour chaque individu. Ceci découle du fait que les auteurs prennent en compte la consommation des enfants à travers une échelle d'équivalence – le revenu disponible pour chaque individu du ménage apparaît donc réduit lorsque des enfants sont présents–, et que le but des allocations familiales est d'apporter un soutien économique dans les périodes de plus lourdes responsabilités familiales. L'allocation logement suédoise, accordée sous condition de ressources contrairement aux allocations familiales, possède elle aussi un effet à la fois sur les inégalités inter- et intra-personnelles. Les auteurs montrent par ailleurs que la volatilité des revenus est la plus forte pour les individus ayant les

plus bas revenus totaux sur le cycle de vie, et que c'est donc sur leurs revenus que le système redistributif exerce le plus fort lissage. De même, la redistribution intra-personnelle que mettent en évidence Bengtsson et al. (2012) reflète d'après eux la nature transitoire de la perception de bas revenus plutôt que la nature transitoire des hauts revenus. La perspective de cycle de vie serait donc particulièrement importante lorsqu'on considère les éléments redistributifs touchant les individus à bas revenus : c'est pour ces composantes qu'on pourrait observer l'effet assurantiel le plus fort relativement à l'effet réellement redistributif.

Les résultats présentés dans l'ensemble de ces travaux confirment l'intuition selon laquelle la perspective de cycle de vie devrait conduire à nuancer la vision des inégalités ainsi que de la redistribution inter-personnelles, quoique l'impact de cette perspective semble différer selon le point de la distribution des revenus considéré et être plus élevé pour le bas de la distribution. Ces résultats incitent ainsi à développer le même type d'études dans le cas de la France. Toutefois la grande majorité des travaux présentés ont pu s'appuyer sur une base de données exhaustive, alors qu'une source unique contenant à elle seule toutes les informations nécessaires à la simulation du système socio-fiscal français sur le cycle de vie n'existe pas. Le travail de construction de la base de données qui a donc dû être mené, et qui repose à la fois sur des données administratives et sur des données d'enquête, est ainsi présenté dans la section suivante.

3 Construction de la base de données

3.1 Les trajectoires salariales et leur appariement avec l'Enquête Patrimoine

La base de données mise au point dans le cadre de ce travail résulte de l'appariement statistique de deux sources : l'enquête Patrimoine 2009 et le fichier de données administratives EIC-EIR-DADS-Pôle Emploi de 2005¹. L'utilisation de données administratives est d'un grand intérêt dans le cadre d'une étude sur le cycle de vie, permettant de retracer des trajectoires salariales (et de revenus de remplacement) effectivement observées, plutôt que simulées. Ces données ne sont toutefois pas exhaustives, et l'appariement avec l'enquête Patrimoine apporte d'importantes informations supplémentaires, notamment concernant les structures familiales et la détention de patrimoine. L'enquête Patrimoine et le fichier EIC portant sur des individus considérés à quatre ans d'intervalle (en 2005 pour les données administratives, en 2009 pour les données d'enquête), on fera ici coïncider les données issues des deux sources en "décalant" de quatre années (et en réévaluant) les trajectoires issues des données administratives. Cela ne sera plus nécessaire lorsque le fichier EIC 2009 sera disponible.

3.1.1 Historique des revenus salariaux et de remplacement dans les fichiers EIC-DADS-Pôle Emploi

Les données provenant des fichiers EIC, EIR, DADS et Pôle Emploi ont dû être utilisées conjointement afin de reconstituer des trajectoires de revenus salariaux du public et du privé, ainsi que de revenus de remplacement. Ces données concernent une génération sur quatre, dont les années de naissance s'échelonnent de 1942 à 1974². On décrit ici de façon générale l'utilisation qui a été faite de ces données pour retracer les trajectoires, la présentation en détail de celle-ci (notamment concernant les imputations de données manquantes) étant effectuée en annexe.

- Les DADS ont été exploitées afin de connaître les segments de trajectoires effectuées par les individus dans le secteur privé et le secteur public hors Fonction Publique d'Etat. Sont renseignés en particulier les salaires bruts par individu x année x entreprise, entre 1976 et 2005 (hormis les années 1981, 1983 et 1990 qui sont manquantes), qui permettent de connaître le salaire brut annuel de chaque individu ; le nombre d'heures salariées à partir de 1994 (celles-ci correspondant au nombre d'heures travaillées auxquelles on ajoute les périodes de congés payés, de congés maladie et de congés maternité, et ayant donc dû être

1. EIC : Echantillon interrégimes de cotisants ; EIR : Echantillon interrégimes de retraités ; DADS : Déclaration annuelles de données sociales).

2. Les générations 1934 et 1938, également présentes dans ces fichiers, ont été laissées de côté car elles ne sont pas complètes.

rapportées à des heures travaillées); et enfin la dernière PCS des individus.

- Le fichier EIC concernant les régimes de base a permis de retracer les trajectoires dans la Fonction Publique d'Etat : les salaires bruts pour ce secteur y sont connus pour les années 1978 à 2005 (à l'exception des années 1979, 1981 et 1987 qui sont manquantes), ainsi que le nombre de quinzaines en équivalent temps complet, qui permet de connaître le nombre d'heures travaillées. L'utilisation conjointe du fichier concernant les régimes complémentaires permet d'identifier, pour chaque année, les individus cadres et non-cadres, ceux appartenant au secteur public (qu'ils soient titulaires ou non) ainsi que les individus cotisant à une caisse d'indépendants.
- Le fichier Pôle Emploi a quant à lui été utilisé afin de retracer les périodes de chômage et de préretraite et de connaître le montant total des revenus de remplacement correspondant à ces périodes, pour chaque année à partir de 1984.
- Enfin, l'échantillon EIR a permis d'obtenir des informations sur les individus présents dans les fichiers précédents et qui étaient à la retraite en 2005. Leur date de départ à la retraite a été définie à partir de l'année de liquidation du premier avantage de droit direct dans un régime de base, remplacée par la dernière année de présence dans un des fichiers précédents si celle-ci lui est ultérieure. L'échantillon renseigne de plus le montant brut mensuel de l'ensemble des avantages servis pour le retraité en 2005, montant grâce auquel on a imputé les pensions perçues depuis l'année de départ à la retraite.

Les trajectoires finalement obtenues après imputation des années manquantes comprennent donc les salaires bruts du public et du privé, les revenus de remplacement bruts du chômage, de la retraite et de la pré-retraite, le nombre d'heures travaillées, ainsi qu'un certain nombre d'informations concernant le statut vis-à-vis de l'emploi (secteur privé ou public, temps complet ou partiel, etc.), ce pour chaque année entre 1976 et 2005. Le décalage de ces trajectoires pour coïncider avec l'enquête Patrimoine 2009 a été fait (dans l'attente des données de l'EIC 2009) en revalorisant l'ensemble des revenus salariaux et de remplacement de chaque année T par le taux de croissance nominale des salaires entre l'année T et l'année $T + 4$. On considérera dès lors que les trajectoires s'étendent de 1980 à 2009, les dates de naissance des individus étant elles aussi translatées de quatre ans.

3.1.2 Appariement statistique de l'enquête Patrimoine avec les données EIC

On cherche, pour chaque individu de l'enquête Patrimoine appartenant à un champ que l'on décrira plus bas, à trouver la trajectoire EIC qui lui corresponde le plus précisément. Le nombre de variables disponibles dans le fichier EIC est réduit. Il a toutefois été possible de retrouver ou d'approcher un certain nombre de caractéristiques des individus présents dans le fichier EIC, également renseignées dans l'enquête Patrimoine. L'appariement est ainsi effectué de façon

exacte sur les six variables suivantes : le sexe, le statut vis-à-vis de l'emploi, la PCS, ainsi que (par tranches) l'âge, les revenus salariaux et de remplacement, et la durée de carrière. Cela est fait en utilisant une fois au plus chaque observation EIC, et en relâchant certaines des contraintes d'appariement lorsque nécessaire. Enfin, l'appariement est effectué de façon disjointe pour les individus retraités et les non-retraités. Les variables utilisées lors de l'appariement statistique sont décrites de façon plus détaillée en annexe.

Il aurait été possible – et c'est ce qui a été effectué dans un premier temps – d'utiliser de façon plus exhaustive les trajectoires rétrospectives en termes de statut vis-à-vis de l'emploi qui sont renseignées dans l'enquête Patrimoine, afin de les mettre en correspondance avec leur équivalent retracé dans les données EIC³. Cela permet en effet d'apparier chaque individu de l'enquête Patrimoine avec la trajectoire EIC correspondant le mieux aux différents statuts (emploi à temps plein ou à temps partiel, dans le public ou le privé, chômage, inactivité, etc.) déclarés dans l'enquête Patrimoine. Toutefois cette approche présente certaines limites. En effet les trajectoires rétrospectives d'emploi renseignées dans l'enquête Patrimoine sont souvent simplifiées. Cela est d'autant plus vrai qu'elles sont complexes et que le nombre de changements de situation est grand, et que les individus ont connu certains épisodes de chômage ou d'inactivité par exemple, qu'ils peuvent tendre à passer sous silence particulièrement si ceux-ci ont été douloureux. Dans la mesure où l'intérêt du recours aux trajectoires administratives EIC est de rendre compte de parcours effectifs en prenant en compte toute leur variabilité, il serait dommage de ne retenir à travers un appariement sur les trajectoires, que des parcours relativement linéaires. La méthode d'appariement finalement choisie permet au contraire de sélectionner tous types de trajectoires, à condition qu'un certain nombre de caractéristiques des individus appariés soient identiques dans les deux sources.

3.1.3 Sélection de l'échantillon

L'échantillon qui constituera la base de notre analyse est sélectionné au sein de l'enquête Patrimoine, et une partie des observations correspondantes sont par la suite appariées avec des trajectoires EIC. La condition à remplir pour être inclus dans l'échantillon est d'être né entre 1945 et 1980 (pour pouvoir être apparié le cas échéant avec la trajectoire d'un individu d'âge similaire), de ne pas être "À son compte"⁴ et de ne pas avoir pour PCS "Agriculteur" ou "Artisan, commerçant ou chef d'entreprise" (dans le cas des retraités, ces conditions concernent respectivement le dernier statut et la dernière PCS). On exclut ainsi de notre analyse les individus dont les principaux revenus sont non-salariaux, ces revenus n'étant que très partiellement connus dans les données EIC-DADS. Les individus n'ayant pas le statut d'indépendant à une certaine date ayant pu l'être à une autre, on exclut de plus ceux qui, sur la période 1980-2009, l'ont été cinq années ou plus. Cela permet de s'assurer que, pour une année donnée, seule une

3. Cela a notamment été fait à travers la mise en œuvre de techniques d'appariement optimal, en définissant des coûts de suppression et de substitution des périodes selon le statut vis-à-vis de l'emploi.

4. La condition est en réalité de ne pas être "À son compte" en 2005. Voir en annexe les précisions sur les variables de l'appariement, et en particulier sur la variable de statut.

partie réduite des individus qui ne touchent pas de revenus salariaux ou de remplacement une année donnée sont en fait indépendants et bénéficient de revenus non-salariaux cette année-là. Par ailleurs, on impose que, si l'individu est en couple (qu'il soit marié, pacsé ou en concubinage), son conjoint ou concubin vérifie également cette condition. Dans le cas contraire, une partie des couples seraient scindés, l'un des individus étant inclus dans l'analyse et l'autre non, et on aurait par exemple une proportion illusoirement élevée de familles monoparentales. Il nous a donc semblé plus pertinent d'exclure entièrement de l'analyse les couples dont l'un des deux membres ne fait pas partie du champ.

Notre échantillon englobe finalement les individus nés entre 1945 et 1980, n'étant pas indépendant et ne l'ayant pas été plus de quatre ans dans le passé, et dont le conjoint ou le concubin vérifie ces mêmes conditions. On conserve ainsi 9795 observations, représentant 21 316 691 individus soit 71,5 % de la population française née entre 1945 et 1980, et 34,1 % de la population française totale en 2009.

Tous les individus de l'échantillon retenu ne sont pas appariés avec une trajectoire salariale. Pour que cela soit le cas, il faut que l'individu ait déclaré au moins une période de travail salarié ou de chômage sur la période 1980-2009 : dans le cas contraire, il n'y a pas d'intérêt à les appairer avec une trajectoire puisque leurs revenus du travail et de remplacement ont été nuls sur la période considérée. Sur les 9795 observations, 9309 sont ainsi appariées avec une trajectoire EIC. Parmi celles qui ne le sont pas, 61,6 % correspondent à des individus n'ayant jamais été actifs, et une grande partie des observations restantes concerne des femmes (elles constituent en tout 86,8 % des observations non-appariées) ayant été actives avant 1980 seulement.

Les trajectoires EIC retenues pour un possible appariement vérifient les mêmes conditions que celles de l'enquête Patrimoine quant au statut d'indépendant, repéré grâce à l'affiliation à certaines caisses. 172 156 trajectoires sont ainsi disponibles pour être appariées aux observations de l'enquête Patrimoine.

3.2 Informations supplémentaires nécessaires à la simulation du système socio-fiscal

Une fois disponible un échantillon d'individus de l'Enquête Patrimoine appariés statistiquement à des trajectoires salariales EIC, il faut obtenir un certain nombre d'informations rétrospectives à propos de ces individus. Cela est fait dans une large mesure par des imputations qui reposent plus ou moins fortement sur la situation en 2009 renseignée dans l'Enquête Patrimoine. Ces informations concernent les trajectoires en termes de structure familiale, de revenus du patrimoine et enfin concernant les loyers et la situation vis-à-vis du logement. Les différentes stratégies utilisées sont présentées ci-dessous.

3.2.1 Structures familiales

On effectue un certain nombre d'hypothèses fortement simplificatrices concernant les structures familiales. La principale d'entre elles concerne les situations de couple. En effet on conserve les couples (conjoints ou concubins) qui sont déclarés dans l'enquête Patrimoine 2009 comme tels tout au long de la période considérée. Ainsi deux individus mariés en 2009 seront considérés comme l'ayant été depuis leur entrée dans l'échantillon. Cela a été effectué de cette façon à défaut d'appliquer une réelle simulation rétrospective des mises en couple et séparations, qui reste à venir⁵. Une solution alternative aurait été de prendre en compte au moins l'information connue concernant la date de mise en couple des couples observés, mais cela aurait fortement réduit la proportion de couples lorsqu'on remonte dans le temps, puisqu'on ne peut pas rendre compte en contrepartie des couples qui existaient à cette époque mais se sont séparés depuis. Ce n'est pas tant la situation passée effective des couples actuels qui pose problème dans la solution retenue : en effet soit leur mise en couple est antérieure à 1980, soit elle se fait à un âge médian de 26 ans – et de 27,6 ans en moyenne. La situation de couple en 2009 est donc assez représentative de celle qui est la leur sur toute la période, bien que le statut du couple ait pu être différent dans le passé (concubinage plutôt que mariage, par exemple). L'approximation est surtout faite quant aux individus qui ne sont pas en couple en 2009, car 19,5 % de l'échantillon est dans ce cas (et est donc considéré comme célibataire sur toute la période d'observation) et a pourtant été antérieurement en couple, sur la période considérée.

Concernant les enfants, on ne connaît pas l'âge jusqu'auquel ceux qui ont déjà quitté le domicile familial sont restés à charge de leurs parents. On a ainsi fait l'hypothèse que ceux-ci l'étaient jusqu'à 21 ans inclus. La fermeture de l'échantillon n'a par ailleurs pas encore été réalisée : cela a en particulier pour conséquence que l'enfant d'un ménage, devenu adulte, ne fait pas partie lui-même de l'échantillon. Les enfants à charge ne sont donc pas appariés à des trajectoires EIC, et leurs revenus ne sont pas connus : on considère que leurs revenus sont nuls. Par ailleurs, on simplifie les structures familiales en retenant uniquement parents et enfants, de sorte qu'on ne prend pas en compte d'autres personnes qui pourraient être à charge pour les ménages.

3.2.2 Revenus du patrimoine

L'imputation des revenus du patrimoine année par année, à partir par exemple d'un modèle *tobit* estimé sur les données de l'enquête Patrimoine, aurait pu être envisageable. L'idée aurait alors été d'"expliquer" les revenus du patrimoine en 2009 par un certain nombre de variables – âge, sexe, revenus salariaux et de remplacement, statut vis-à-vis de l'emploi – puis d'évaluer pour les années antérieures à 2009 les valeurs prédites par ce modèle (en termes de probabilité de toucher des revenus du patrimoine et le cas échéant du montant de ceux-ci). Cette solution mènerait toutefois, vu le faible nombre de variables explicatives à disposition chaque année,

5. La simulation rétrospective des trajectoires matrimoniales, qui permettra au modèle de gagner en précision, rendra également nécessaire un travail sur les poids (afin que tous deux individus qu'on met en ménage dans le passé, par exemple, aient un poids égal).

à conditionner dans une large mesure les revenus du patrimoine par les revenus salariaux et de remplacement, rendant leur intégration dans notre analyse peu intéressante si celle-ci n'apporte pas de dimension supplémentaire aux revenus étudiés. Par ailleurs, imputer des revenus du patrimoine année par année ne permettrait pas de rendre suffisamment compte de l'inertie que ceux-ci connaissent relativement aux revenus du travail : on serait ainsi conduit à une trop grande variabilité inter-temporelle de ces revenus, particulièrement problématique pour notre étude. En effet on a vu l'importance de la variabilité des revenus dans la perspective de cycle de vie. Avoir une variabilité trop haute pour les revenus du patrimoine conduirait à une vision faussée des inégalités et de la redistribution sur le cycle de vie.

Afin donc de mieux tirer parti des données disponibles dans l'enquête Patrimoine, qui permettent d'appréhender une dimension supplémentaire des caractéristiques des ménages, il a été fait appel à une équation d'accumulation. Celle-ci, exprimant le patrimoine en l'année $t + 1$ comme une fonction du patrimoine et de l'épargne en t , et que des héritages reçus et donations reçues ou transmises en $t + 1$, permet d'utiliser pour chaque ménage l'information disponible sur son patrimoine en 2009, et d'estimer par récurrence la valeur de son patrimoine en remontant jusqu'en 1980. L'équation d'accumulation du patrimoine, considérée au niveau du ménage, est ainsi la suivante :

$$\begin{aligned} W_{t+1} &= (1 + \pi_{t+1})(1 + q_{t+1}) (W_t + s_t[Y_t^L + Y_t^W]) + H_{t+1} + D_{t+1}^N \\ \Leftrightarrow W_{t+1} &= (1 + \pi_{t+1})(1 + q_{t+1})\{W_t + s_t(Y_t^L + r_t W_t)\} + H_{t+1} + D_{t+1}^N \\ \Leftrightarrow W_t &= \frac{1}{1 + s_t r_t} \left(\frac{W_{t+1} - H_{t+1} - D_{t+1}^N}{(1 + \pi_{t+1})(1 + q_{t+1})} - s_t Y_t^L \right), \end{aligned}$$

avec W_t le patrimoine détenu par le ménage à la date t , π_t la hausse du niveau des prix à la consommation, q_t le taux réel des gains en capital, s_t le taux d'épargne personnelle, Y_t^L les revenus du travail, Y_t^W les revenus du patrimoine, r_t le taux d'intérêt, H_t le montant des éventuels héritages reçus à la date t et D_t^N le montant des donations reçues en t net des donations versées. Les paramètres utilisés proviennent des fichiers mis au point par Piketty (2010).

Une fois imputé le profil des patrimoines du ménage au cours du temps, on peut déduire son profil de revenus de ce type. Le ménage perçoit en effet en chaque année t : $Y_t^W = r_t W_t$. L'utilisation d'une telle équation d'accumulation a ainsi permis de s'assurer de la cohérence inter-temporelle des profils de revenus du patrimoine. De plus, l'appariement statistique effectué permet dans une large mesure d'avoir la garantie que les profils de revenus du patrimoine sont cohérents statistiquement avec les trajectoires salariales, c'est-à-dire que la distribution croisée est juste, puisqu'on a apparié sur des caractéristiques fortement liées à chacune de ces dimensions. Toutefois, on a par précaution imposé que la distribution statistique des ratios *revenus du patrimoine*

imputés / revenus du travail sur le cycle de vie ne soit pas au-delà de celle observée dans l'Enquête Patrimoine, ce pour chacun des deux premiers quartiles de revenus du travail. Par ailleurs, les revenus issus de données fiscales disponibles dans l'Enquête Patrimoine ont servi, par quartile de revenus, à connaître les parts respectives de revenus financiers et fonciers, et à appliquer ces parts à nos revenus imputés. Enfin, les profils de revenus du patrimoine ainsi obtenus ont été ajustés de façon à ce que le ratio *salaires / revenus du patrimoine* pour l'année 2009 respecte celui renseigné dans les données fiscales, ce pour les revenus financiers, et les revenus fonciers. Les revenus imputés correspondent donc finalement aux revenus au sens de l'IRPP⁶. On impose que les montants de patrimoine soient positifs ou nuls⁷.

3.2.3 Loyers et logements

Tout comme les trajectoires matrimoniales, les trajectoires en termes de logement ont dû être largement simplifiées dans le cadre du modèle mis au point pour ce mémoire. Pour la simulation des allocations logement, il est nécessaire de repérer les situations où le ménage est locataire – et dans ce cas de connaître le loyer versé – et celles où il est accédant à la propriété, auquel cas on souhaite connaître son loyer fictif. Les situations vis-à-vis du logement ont été extrapolées à partir de celle renseignée au moment de l'enquête Patrimoine. Ainsi, on a retenu un schéma type : si le ménage est locataire à la date de l'enquête, on considère qu'il l'a été toute sa vie. Dans le cas contraire, on prend comme règle générale que l'individu est locataire avant 35 ans, accédant à la propriété entre 35 et 50 ans, puis propriétaire⁸. Ainsi par exemple un individu propriétaire de sa résidence principale, âgé de 60 ans en 2009, sera considéré comme locataire entre 1980 et 1983, comme accédant à la propriété entre 1984 et 1999, et comme propriétaire à partir de 2000. Si l'individu considéré au moment de l'enquête est propriétaire alors qu'il a moins de 50 ans, ou s'il est accédant à la propriété alors qu'il a moins de 35 ou plus de 50 ans, le schéma est décalé. On considère par ailleurs que la taille d'unité urbaine de résidence du ménage (moins de 100000 habitants, 100000 habitants et plus hors unité urbaine de Paris, unité urbaine de Paris) sur toute la période considérée est la même que celle renseignée en 2009.

Concernant les loyers, ceux versés par les individus locataires ont été imputés pour chaque année à partir des loyers renseignés en 2009 dans l'enquête Patrimoine : on a calculé pour cela dans l'échantillon le loyer moyen selon la taille de l'unité urbaine, les revenus (réévalués pour être comparables à ceux de 2009) et le fait que le propriétaire du logement soit ou non un

6. La masse de revenus financiers imposables a par la suite été répartie entre les différents types de revenus financiers imposables en utilisant les proportions de chaque revenu calculées dans le fichier source de TAXIPP pour l'année 2009. De façon générale, cette façon de procéder – qui répartit au prorata les revenus totaux entre différents types de revenus du patrimoine, et notamment implicitement entre revenus du patrimoine imposables ou non – pose implicitement une hypothèse forte, la composition des patrimoines étant en réalité très hétérogène dans la population.

7. Lorsque le patrimoine est positif à l'âge de 20 ans, on fait l'hypothèse que cela correspond à un héritage ou une donation reçue mais non déclarée, dont on désigne aléatoirement l'année d'occurrence. Une autre option aurait pu être de répartir le "surplus" de patrimoine en hausses régulières tout au long du cycle de vie.

8. Voir par exemple Bosvieux (2005) pour un ordre de grandeur de l'âge d'accès à la propriété, et Briant (2010) pour la durée de l'accession à la propriété.

organisme HLM ou assimilé. Pour les loyers fictifs des accédants à la propriété, l'information a été imputée à partir des fichiers sources de TAXipp pour 2009. Ici encore, les loyers fictifs moyens ont été calculés, selon la zone d'habitation et les revenus, et ce au sein d'un échantillon d'individus comparables à ceux de notre échantillon de l'enquête Patrimoine (en particulier, parmi les individus ne touchant pas de revenus non-salariaux).

3.3 La simulation du système socio-fiscal avec le modèle TAXIPP

Une fois connues ou imputées pour chaque année un certain nombre d'informations sur les individus – revenus salariaux, de remplacement et du patrimoine, structures familiales et situations vis-à-vis du logement –, il devient possible de simuler grâce au modèle TAXipp une partie du système socio-fiscal français⁹. La perspective privilégiée ici est celle consistant à examiner le système socio-fiscal à *un point donné du temps* et son effet potentiel sur le cycle de vie. Ainsi dans notre cas, la législation de l'année 2009 sera appliquée aux années 1980 à 2009. On aurait pu préférer une perspective plus historique, étudiant la redistribution qui a réellement été effectuée sur les trois dernières décennies. Notons que celle-ci nécessiterait la simulation de la législation à partir de 1980 – le modèle TAXipp la simule pour l'instant depuis 1997. On fera donc référence par la suite à l'effet d'un élément donné de la législation de 2009 sur le cycle de vie, comme si celui-ci avait été effectivement en vigueur sur toute la période considérée. Notons enfin qu'on laisse de côté toute considération sur les possibles effets comportementaux résultant de l'application de la législation.

Afin que les barèmes de 2009 s'appliquent à toutes les années, les revenus de 1980 à 2008 sont réévalués par le taux de croissance nominal des salaires (données INSEE). Cela n'est pas nécessaire pour les loyers, puisque les montants imputés étaient déjà calculés à partir des montants versés ou fictifs de 2009. Les modules du modèle TAXipp qui sont appliqués à la base de données sont le module "Cotisations sociales", le module "IRPP" et le module "Prestations sociales". Le premier calcule les cotisations sociales salariales et patronales sur les revenus d'activité ainsi que la CSG-CRDS sur les revenus d'activité et de remplacement. Le module "IRPP", en plus de simuler le montant de l'impôt sur le revenu, permet de connaître le revenu fiscal de référence qui sera largement utilisé dans nos analyses. Enfin, le module "Prestations sociales" simule un certain nombre de prestations familiales (allocations familiales, complément familial, prestation d'accueil du jeune enfant, allocation de soutien familial...), de minima sociaux (RMI/RSA, allocation parent isolé, minimum vieillesse), l'allocation de logement familiale, et enfin la prime pour l'emploi et la CRDS due au titre des prestations.

La législation étant parfois très complexe et sa simulation problématique et donnant lieu à des

9. La simulation à partir de TAXipp est présentée à ce moment de l'analyse, mais elle intervient déjà en amont dans la construction de la base de données : l'imputation des revenus du patrimoine et des loyers s'appuie entre autres sur des revenus nets ou au contraire super-bruts, connus uniquement après l'application du module "Cotisations Sociales" du modèle TAXipp.

simplifications, le lecteur est invité à se reporter au guide méthodologique de TAXipp 0.2 (Bozio et al. (2012)¹⁰). Plusieurs hypothèses simplificatrices supplémentaires ont par ailleurs dû être effectuées par rapport au modèle TAXipp, pour la simulation sur le cycle de vie. Celles-ci sont présentées en annexe.

10. Guide méthodologique disponible sur <http://www.ipp.eu/wp-content/uploads/2013/01/guide-methodIPP-dec2012-taxipp02.pdf>.

4 Résultats

4.1 Mesures des inégalités sur le cycle de vie

Avant d'aborder l'étude de l'impact redistributif d'un certain nombre d'instruments du système socio-fiscal, il est nécessaire de présenter quelques éléments concernant la variabilité des revenus sur le cycle de vie et les inégalités mesurées dans cette perspective, éléments qui conditionnent les résultats qui suivront. Les inégalités de revenu intra-personnelles sont étudiées grâce au calcul d'indices de Theil individuels sur le cycle de vie; dans un second temps, les inégalités pour une année donnée sont contrastées avec les inégalités sur le cycle de vie.

4.1.1 Inégalités de revenus intra-personnelles

L'indice de Theil donne une vision synthétique de la variabilité inter-temporelle des revenus individuels. Sa formule est la suivante :

$$I_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\bar{y}} \log\left(\frac{y_i}{\bar{y}}\right)$$

avec n le nombre d'années prises en compte, y_i le revenu individuel pendant l'année i , et \bar{y} le revenu moyen sur toute la période considérée. Un individu percevant des revenus parfaitement constants au cours du temps se voit donc attribuer un indice de Theil égal à 0. Le fait de ne percevoir à une période donnée que x % de son revenu moyen est pris en compte de la même façon quel que soit le revenu moyen (les revenus courant étant rapportés à celui-ci), permettant de comparer des indices de Theil à différents points de la distribution du revenu moyen sur le cycle de vie. Le graphique 4.1 présente ainsi les indices de Theil moyens par quantile, pour l'échantillon complet ainsi que deux sous-échantillons. Il est à noter que le calcul de l'indice de Theil ne requiert pas que les revenus soient strictement positifs, puisque $\lim_{y \rightarrow 0} y \log(y) = 0$.

On prend et on prendra dans la suite de l'analyse l'âge de 22 ans comme point d'entrée dans l'échantillon. On considère en effet qu'à cet âge, une grande majorité des individus a fini ses études et fait son entrée (tout du moins potentielle) sur le marché du travail. Considérer les revenus touchés par les individus de façon plus précoce conduirait à assimiler des périodes de revenus nuls correspondant aux études à des périodes d'inactivité, ce qui n'est pas souhaitable. L'étude des indices de Theil sur l'échantillon complet intègre donc toutes les années observées à partir de l'âge de 22 ans. L'analyse est également effectuée sur les sous-échantillons A et B, présentés dans la table 4.1.

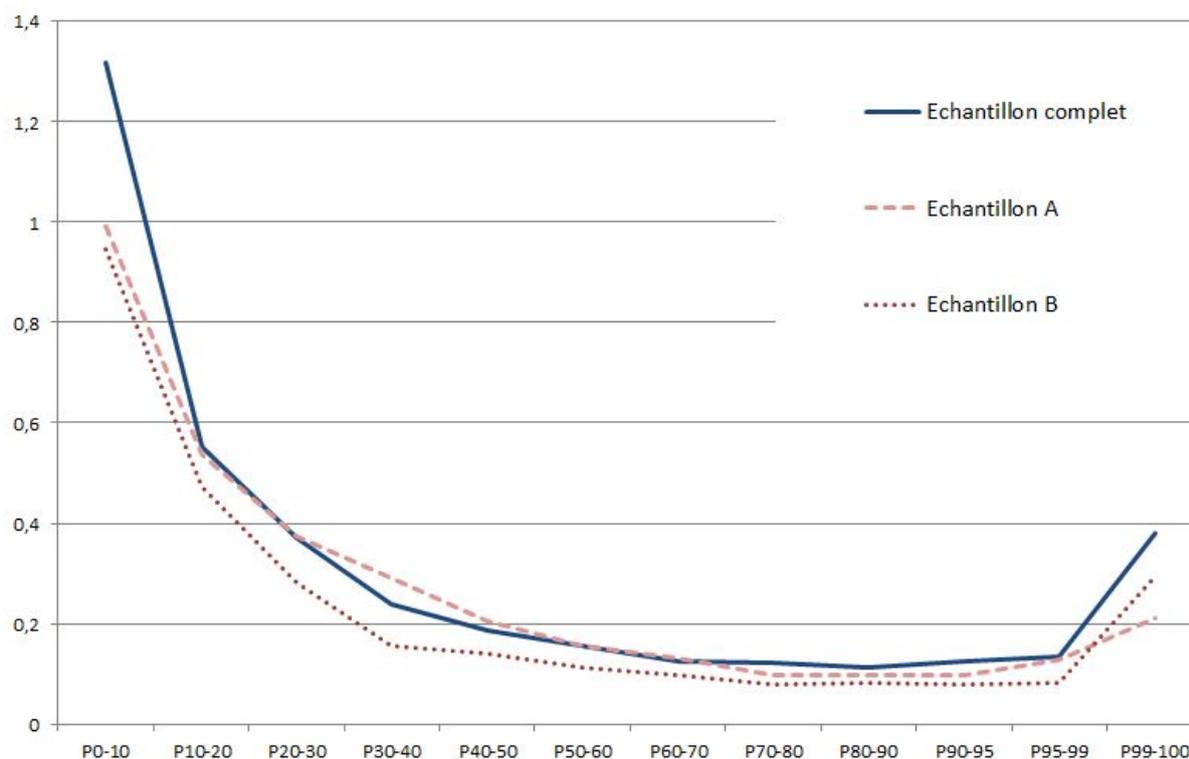
TABLE 4.1 – Caractéristiques des différents échantillons utilisés

	Années de naissance	Période prise en compte	Nombre d'observations concernées
Échantillon complet	1945 à 1980	Depuis l'âge de 22 ans jusqu'à 2009	9795
Sous-échantillon A	1945 à 1958	1980-2009	4130
Sous-échantillon B	1945 à 1968	1990-2009	7134

SOURCE : TAXipp-LIFE 0.0.

LECTURE : L'échantillon complet comprend les individus nés entre 1945 et 1980 et les suit depuis leurs 22 ans et jusqu'à l'année 2009.

FIGURE 4.1 – Indices de Theil moyens selon le décile de revenu secondaire moyen



SOURCE : TAXipp-LIFE 0.0.

LECTURE : **Échantillon complet** : les individus de l'échantillon complet se situant dans le premier décile de revenu secondaire moyen (pour la période sur laquelle ils sont pris en compte, entre l'âge de 22 ans et l'année 2009) de l'échantillon complet ont en moyenne un indice de Theil intra-individuel de 1,32.

Échantillon A : les individus de l'échantillon A se situant dans le premier décile de revenu secondaire moyen (entre 1980 et 2009) de l'échantillon A ont en moyenne un indice de Theil intra-individuel de 0,99.

Échantillon B : les individus de l'échantillon B se situant dans le premier décile de revenu secondaire moyen (entre 1990 et 2009) de l'échantillon B ont en moyenne un indice de Theil intra-individuel de 0,95.

Pour les trois échantillons, on constate une variabilité des revenus bien plus forte dans le bas de la distribution. Celle-ci décroît et se stabilise à partir du sixième décile, avant de remonter tout en haut de la distribution : on retrouve ici les résultats présentés par Björklund et Palme (1997) dans le cas de la Suède, les auteurs trouvant une relation décroissante mais non linéaire du même type.

Le revenu considéré est le revenu secondaire individuel : celui-ci inclut les salaires super-bruts, les revenus bruts du chômage et les pensions brutes, ainsi que les revenus fonciers et financiers – ici uniquement les revenus imposables, car on a vu que ce sont eux qui ont été imputés et non les revenus du patrimoine effectivement perçus par les ménages. Utiliser une autre définition du revenu (par exemple le revenu primaire – qui exclut les revenus de remplacement – les simples revenus salariaux, le revenu fiscal de référence ou encore le revenu net imposable) conduit au même profil pour la courbe des indices de Theil moyens, mais ceux-ci sont bien sûr d’autant plus élevés que l’on est en amont de l’intervention de l’État qui a un effet lissant sur les revenus au cours du temps, et d’autant plus faibles lorsque l’on considère les choses au niveau du ménage plutôt que de l’individu.

4.1.2 Inégalités de revenus en coupe et sur le cycle de vie

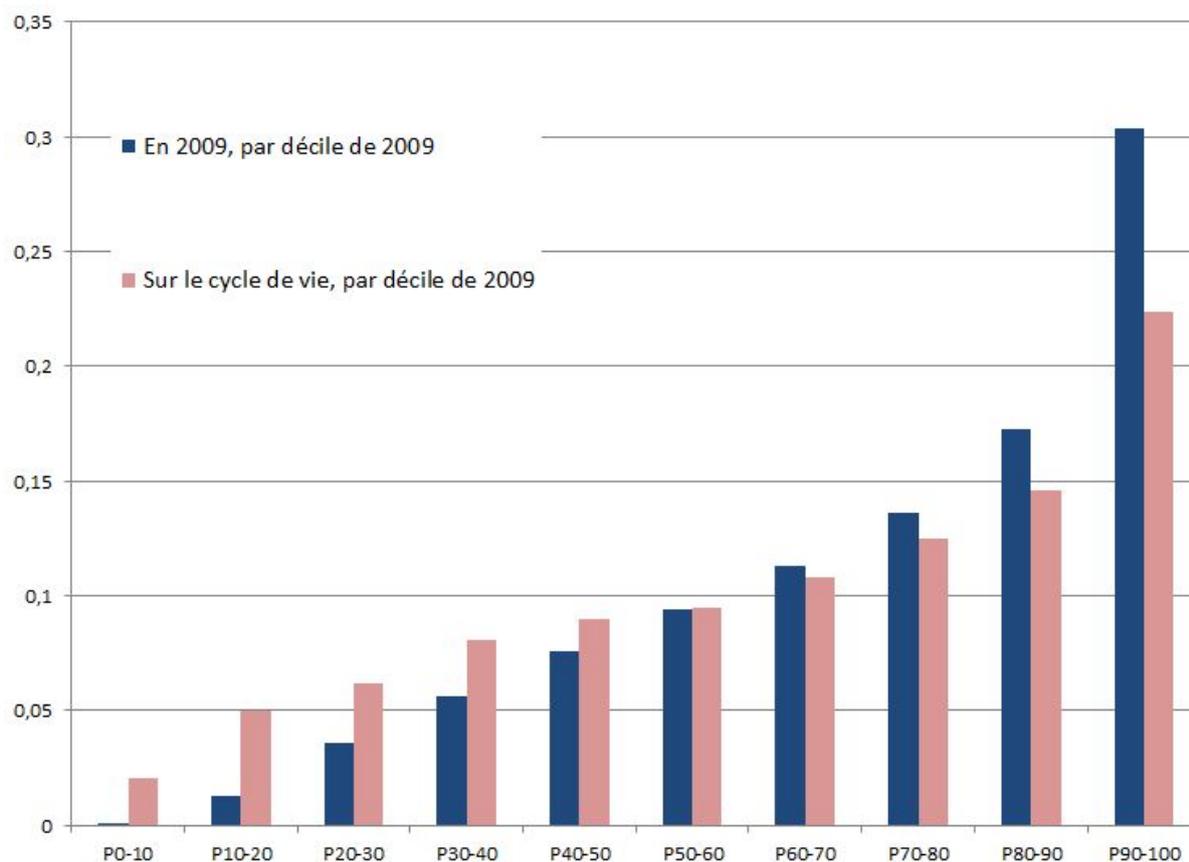
Il s’agit ici de contraster les inégalités pour une année donnée (on considère l’année 2009) avec les inégalités sur le cycle de vie. Ainsi il est intéressant de comparer, d’un côté la part des revenus perçus par chaque décile de la population en 2009 – ce qui est une façon classique de voir dans quelle mesure la distribution des revenus s’éloigne de la situation d’égalité parfaite, qui correspond au cas où chaque décile détient 10 % des revenus –, et de l’autre côté la part des revenus que ces mêmes groupes d’individus détiennent sur le cycle de vie. Dans un monde où les individus auraient un niveau de revenus fixe tout au long de leur cycle de vie, ces parts devraient être égales quelle que soit la perspective adoptée. D’autre part, si les individus ont tous le même profil de revenus mais qu’on les considère à des moments différents, la perspective de cycle de vie devrait mener à des parts de revenus détenus valant 10 % quel que soit le décile.

C’est dans le bas de la distribution des revenus que la variabilité de ceux-ci est la plus forte, et c’est donc aussi là que la vision des inégalités est la plus modifiée selon qu’on les examine en coupe ou sur le cycle de vie. Si l’on considère les déciles de revenu secondaire en 2009, que l’on mesure la part du revenu secondaire total de 2009 détenue par chaque décile, et qu’on compare celle-ci aux parts du revenu total sur le cycle de vie détenues par les mêmes groupes¹, c’est en effet pour les premiers déciles que la différence est la plus grande. Sur le graphique 4.2, pour le deuxième décile par exemple, cette part est multipliée par près de 4, passant de 1,3 à 5,0 %. La différence entre le cycle de vie et la perspective en coupe apparaît également grande pour le haut de la distribution, pour le dernier décile par exemple, mais elle est moins importante en proportion. Il faut enfin noter que, bien que des différences prononcées apparaissent dans le haut et le bas de la distribution de 2009 quant aux revenus perçus en 2009 et sur le cycle de vie, l’ordre des déciles est conservé : même en considérant les revenus sur le long terme, le premier décile de 2009 reste celui qui perçoit le moins de revenus sur le cycle de vie, etc. Ce qui

1. On considère ici des revenus moyens plutôt que totaux pour ne pas attribuer une plus grande part du revenu aux individus nés plus tôt et pour lesquels on observe donc un plus grand nombre de périodes.

est observé est donc intermédiaire entre les deux cas-types présentés au paragraphe précédent : les inégalités ne sont pas purement intra-individuelles – auquel cas les parts sur le cycle de vie seraient toutes égales – ni purement inter-individuelles, auquel cas il n’y aurait aucun changement entre les deux approches.

FIGURE 4.2 – Part de revenu secondaire détenu par chaque décile de 2009, en 2009 et sur le cycle de vie



SOURCE : TAXipp-LIFE 0.0.

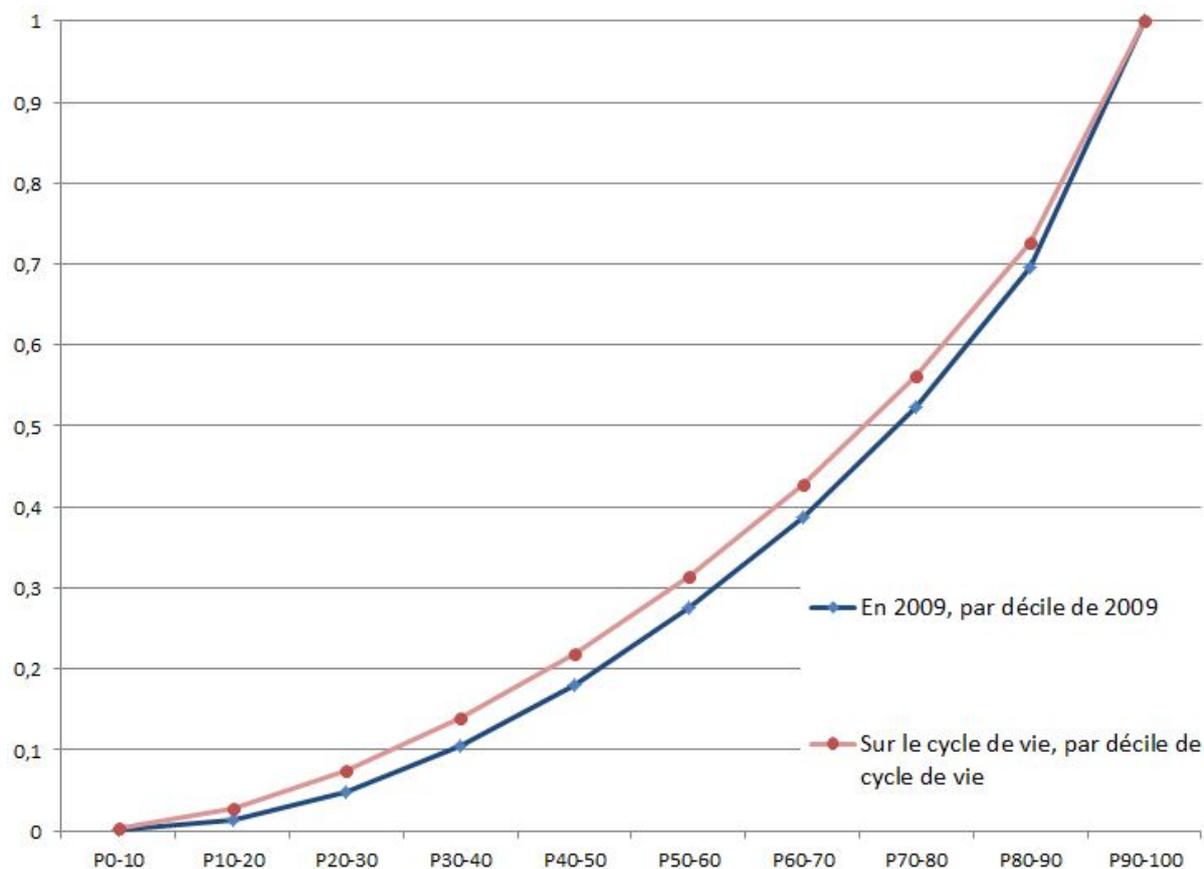
CHAMP : Échantillon complet.

LECTURE : Les individus qui en 2009 se situent dans le dixième décile de revenu secondaire détiennent en 2009 30,4 % du revenu secondaire, mais détiennent 22,3 % des revenus moyens sur le cycle de vie.

On a ici considéré la part des revenus détenus selon les deux perspectives en conservant les déciles de revenu de 2009, ce qui permet de comparer la situation de groupes d’individus qui sont exactement les mêmes dans un cas et dans l’autre. Une autre approche envisageable est d’étudier la distribution du revenu moyen sur le cycle de vie et de la comparer à celle du revenu en 2009 (les déciles considérés ne correspondent donc pas aux mêmes sous-groupes de population). En étudiant les proportions de revenus cumulées détenues par chaque décile de revenu moyen, on est ainsi amené à tracer une courbe de Lorenz des revenus secondaires par individu sur le cycle de vie (pour l’échantillon complet), et à la comparer à la courbe de Lorenz

des revenus en 2009. La figure 4.3 montre ainsi des inégalités moins prononcées lorsque l'on considère les revenus sur le cycle de vie.

FIGURE 4.3 – Courbe de Lorentz considérée en coupe (2009) et sur le cycle de vie



SOURCE : TAXiPP-LIFE 0.0.

CHAMP : Échantillon complet.

LECTURE : Les quatre premiers déciles de revenu secondaire en 2009 détiennent 10,4 % du revenu secondaire de 2009.

Les quatre premiers déciles de revenu secondaire moyen de cycle de vie détiennent 13,9 % du revenu de cycle de vie.

Le tableau 4.2 résume les trois différentes approches pour différents quantiles de revenu secondaire. Les variations constatées restent très comparables si l'on retient uniquement l'un des sous-échantillons A ou B présentés en table 4.1.

TABLE 4.2 – Pourcentages de revenus secondaires détenus par chaque quantile selon l’approche retenue

	P0-10	P0-20	P0-50	P90-100
Situation en 2009 par décile de revenus en 2009	0,0%	1,3%	18,0%	30,4%
Situation sur le cycle de vie par décile de revenus en 2009	2,1%	7,0%	30,3%	22,3%
Situation sur le cycle de vie par décile de revenus sur le cycle de vie	0,3%	2,7%	21,9%	27,4%

SOURCE : TAXipp -LIFE 0.0.

CHAMP : Échantillon complet.

LECTURE : Le premier quintile de revenus secondaires en 2009 détient 1,3 % des revenus secondaires de 2009, mais détient 7,0 % des revenus secondaires sur le cycle de vie.

Le premier quintile de revenus secondaires sur le cycle de vie détient 2,7 % des revenus sur le cycle de vie.

4.2 Impact sur le cycle de vie des instruments redistributifs

Les revenus des individus connaissent donc une certaine variabilité inter-temporelle au cours du cycle de vie, particulièrement prononcée dans le bas de la distribution, comme le fait ressortir le graphique 4.1. De là, les inégalités n’apparaissent donc pas aussi forte sur le cycle de vie qu’en coupe (graphique 4.3), bien qu’on n’observe pas d’effet radicalement différent de la perspective de cycle de vie – les personnes du décile touchant les revenus les plus faibles en 2009 reçoivent également le moins de revenus sur le cycle de vie, etc., ce qui apparaît sur le graphique 4.2. Mais comme le montre ce même graphique, les individus en situation de difficulté à un point du temps, susceptibles de bénéficier à ce moment d’un ensemble de prestations sociales, ne le sont pas autant en moyenne sur l’ensemble des périodes. Au contraire, ceux qui perçoivent des revenus élevés et contribuent de ce fait plus fortement au système redistributif semblent n’avoir pas toujours été dans cette situation. Ce constat nous conduit dès lors à étudier l’impact redistributif sur le cycle de vie d’un certain nombre d’éléments du système socio-fiscal français tel qu’il existe en 2009.

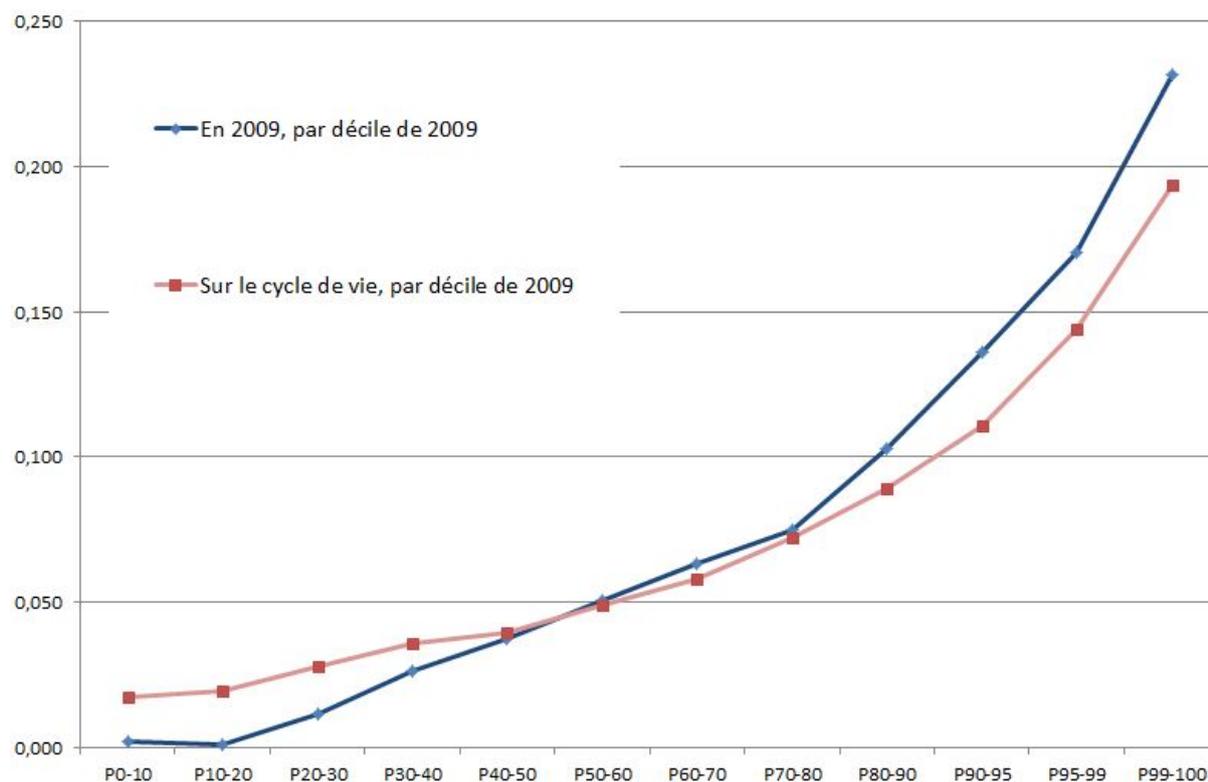
4.2.1 Impact redistributif en coupe et sur le cycle de vie

De la même façon que ci-dessus pour l’étude des inégalités, il est important de contraster l’impact redistributif en coupe et sur le cycle de vie d’éléments donnés du système socio-fiscal français. En effet, dans la mesure où les revenus des personnes varient sur le cycle de vie, il est intéressant de voir dans quelle mesure celles payant le plus d’impôts ou recevant le plus de prestations une année donnée sont également les plus contributeurs ou bénéficiaires les plus importants sur le cycle de vie. Pour cela, on garde les mêmes déciles de revenus que ceux étudiés en coupe (les déciles de 2009 dans notre cas) afin de comparer les situations en coupe et sur le cycle de vie des mêmes individus. Dans un deuxième temps, on considère les déciles de revenus moyens sur le cycle de vie, afin de considérer la distribution effective des revenus sur le cycle de vie et la façon dont les individus, selon leur position au sein de celle-ci, sont impactés par les différents éléments du système socio-fiscal.

4.2.1.1 Impôt sur le revenu

On souhaite donc dans un premier temps étudier la façon dont l'impôt sur le revenu des personnes physiques (IRPP) pèse sur les individus de notre échantillon, d'une part si l'on considère simplement l'année 2009, d'autre part dans une perspective de cycle de vie, selon leur position dans la distribution des revenus. On se fonde pour cela sur le revenu fiscal de référence (RFR).

FIGURE 4.4 – Taux moyens d'imposition à l'IRPP (rapporté au RFR) pour les quantiles de RFR de 2009



SOURCE : TAXipp-LIFE 0.0.

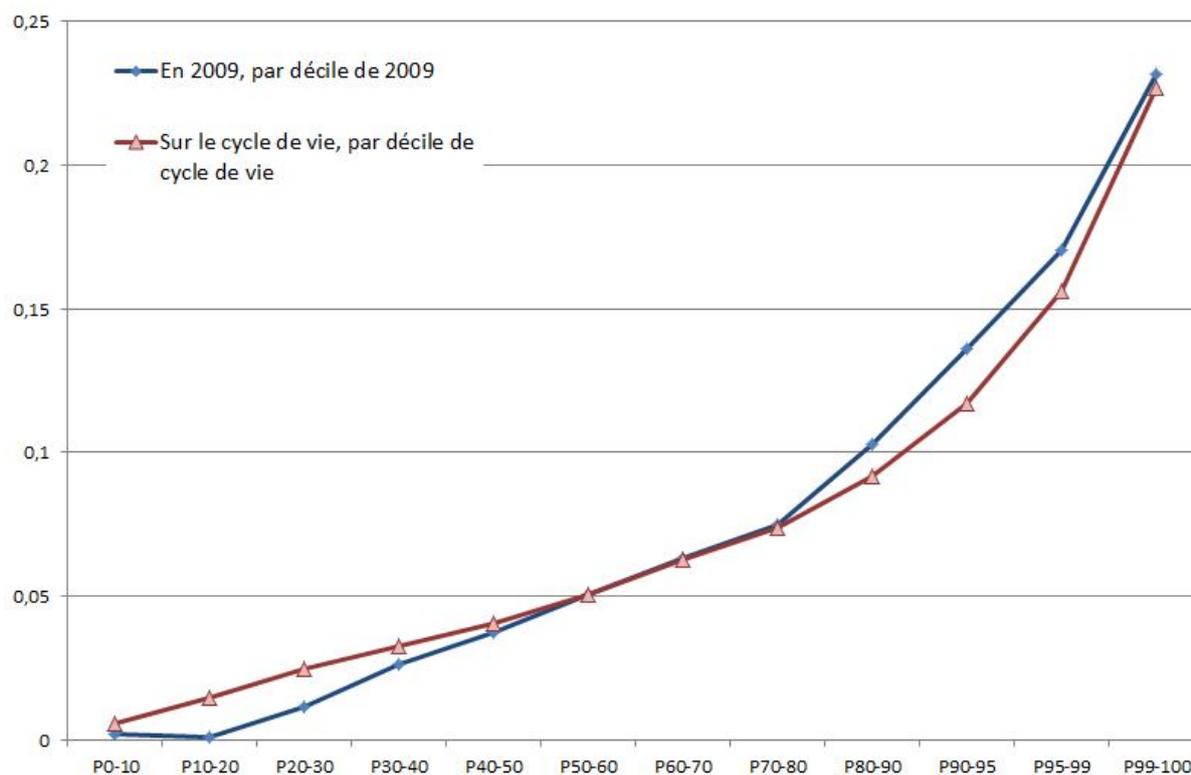
CHAMP : Échantillon complet.

LECTURE : Le montant d'IRPP payé en 2009 vaut en moyenne 23,2 % du RFR de 2009, pour les individus du dernier percentile. Pour ces mêmes individus appartenant au dernier percentile de RFR en 2009, le montant d'IRPP total payé sur le cycle de vie vaut en moyenne 19,4 % du RFR total reçu sur le cycle de vie.

La courbe la plus pentue du graphique 4.4 présente les taux moyens d'imposition en 2009 (le taux moyen étant ici le montant d'IRPP rapporté au RFR) selon le décile de RFR cette même année – sauf pour le haut de la distribution où celle-ci est décomposée de façon plus fine. Le RFR comme le montant d'IRPP payé sont mutualisés au niveau du foyer fiscal, et l'échantillon considéré est l'échantillon complet. Pour les individus touchant un revenu nul, le taux moyen d'imposition est fixé à 0. La courbe de ces taux en 2009 est progressive : les deux premiers déciles ne paient pas d'IRPP, puis les taux augmentent, ce jusqu'à 23 % pour le plus haut percentile. La seconde courbe, qui pour ces mêmes groupes d'individus (déciles de RFR en 2009) donne les taux d'imposition moyens sur toute la période sur laquelle les individus ont 22 ans ou plus,

présente une réalité différente, bien qu'elle ait également un profil croissant. Les deux premiers déciles de revenu en 2009 ont en réalité connu des taux d'imposition non-nuls sur le cycle de vie, et au contraire les taux moyens dans le dernier décile se voient diminués de 2 à 3 points par rapport à la perspective en coupe.

FIGURE 4.5 – Taux moyens d'imposition à l'IRPP (rapporté au RFR) en 2009 et sur le cycle de vie



SOURCE : TAXipp-LIFE 0.0.

CHAMP : Échantillon complet.

LECTURE : Le montant d'IRPP payé en 2009 vaut en moyenne 23,2 % du RFR de 2009, pour les individus du dernier percentile de RFR en 2009.

Pour les individus appartenant au dernier percentile de RFR moyen sur le cycle de vie, le montant d'IRPP total payé sur le cycle de vie vaut en moyenne 22,7 % du RFR total reçu sur le cycle de vie.

Le graphique 4.5 permet de comparer les taux moyens d'imposition de 2009 par quantile de revenu en 2009, et les taux moyens sur le cycle de vie, par quantile des revenus moyens sur le cycle de vie. Si le taux moyen d'imposition des individus qui perçoivent le moins de revenus cumulés sur le cycle de vie reste faible, ceux des deuxième et troisième déciles sont significativement plus élevés qu'en coupe. Les derniers déciles de revenu moyen sur le cycle de vie connaissent quant à eux des taux d'imposition plus faibles qu'en coupe. Cela n'est toutefois pas vrai pour le plus haut percentile. L'impact redistributif de l'IRPP sur le cycle de vie est donc moindre que ce qu'on observe pour une année donnée. Toutefois, celui-ci garde largement le même profil, et les différences observées entre vision en coupe et perspective de cycle de vie pour les montants

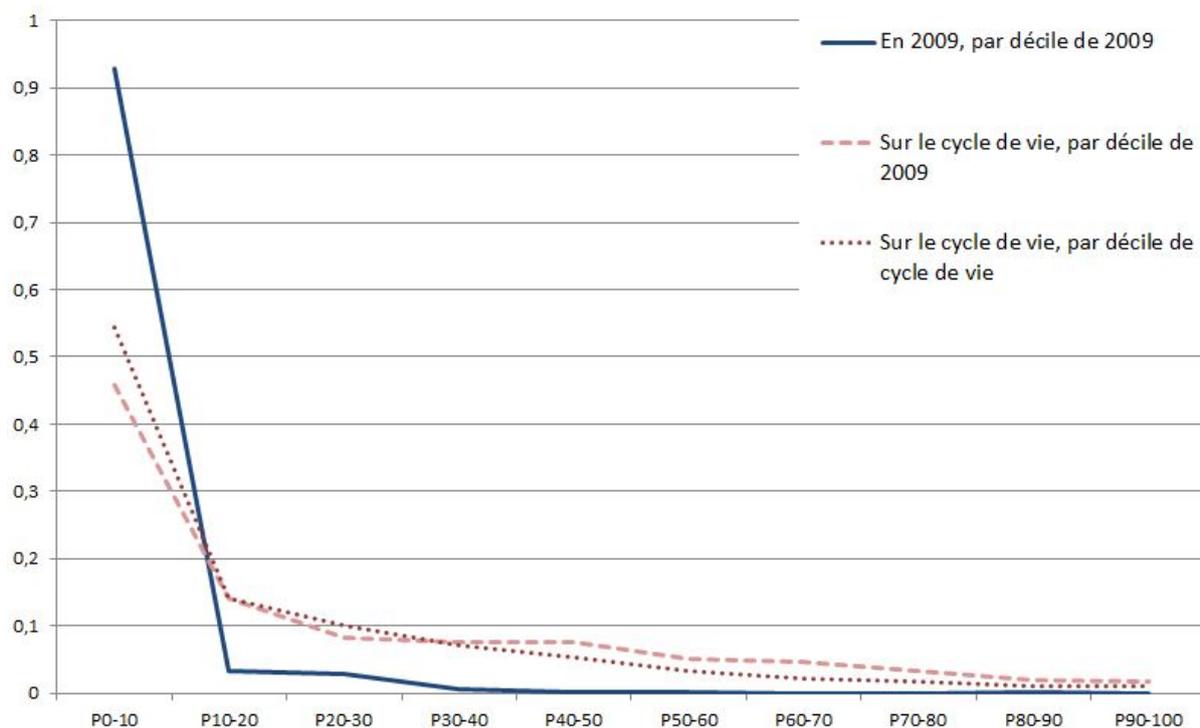
d'IRPP payés ne dépassent jamais 2 % du RFR moyen.

4.2.1.2 Minima sociaux, allocations logement et prime pour l'emploi

Ici on s'intéressera non plus à des taux moyens, mais plutôt au pourcentage du montant total distribué qui revient à chaque décile, ce pour chaque prestation sociale. Dans le cas d'une prestation distribuée uniformément à l'ensemble de la population, ce pourcentage vaudrait donc 10 % pour chaque décile. Dans cette perspective, il n'est plus possible de considérer directement l'échantillon complet, qui inclut des carrières de longueurs différentes : si le premier décile par exemple comprend des carrières en moyenne plus courtes, la proportion de prestations perçues par ce décile sur le cycle de vie serait amenée à être plus faible, de façon mécanique.

Afin de prendre en compte des périodes de même longueur pour tous les individus, on se concentre donc sur les sous-échantillons A et B présentés en table 4.1. Les résultats présentés sont ceux concernant l'échantillon A, mais on s'est assuré de la robustesse des résultats sur l'échantillon B dans chaque cas. Par ailleurs, les ressources (RFR) et prestations sont mutualisées non au niveau du foyer fiscal, mais cette fois au niveau du foyer social, cette entité étant le niveau auquel les ressources sont prises en compte pour le calcul des prestations sociales. Les individus vivant en concubinage sont ainsi inclus dans un même foyer social, alors qu'ils correspondent à deux foyers fiscaux différents.

FIGURE 4.6 – Part des ressources distribuées au titre du RSA socle



SOURCE : TAXiPP-LIFE 0.0.

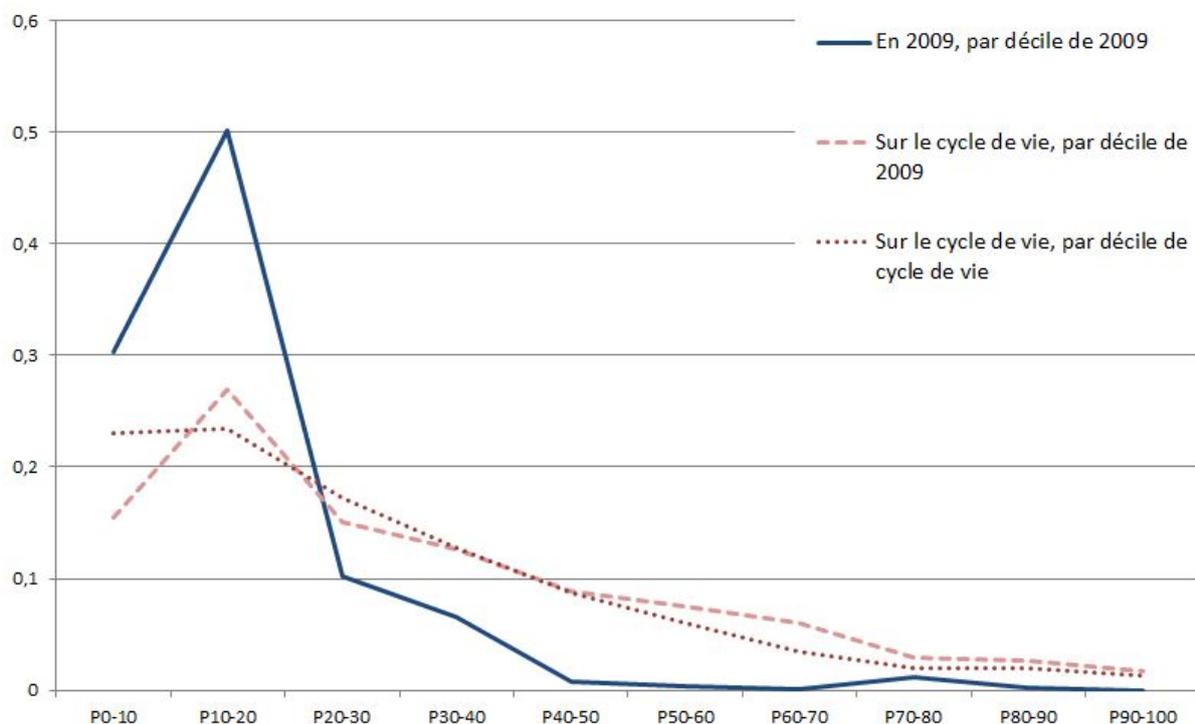
CHAMP : Sous-échantillon A (individus nés entre 1945 et 1958).

LECTURE : Les individus situés dans le premier décile de RFR de 2009 reçoivent 92,8 % des ressources distribuées au titre du RSA socle en 2009. Ces mêmes individus du premier décile de RFR de 2009 reçoivent 45,8 % des ressources distribuées au titre du RSA socle sur le cycle de vie.

Les individus situés dans le premier décile de RFR moyen de cycle de vie reçoivent quant à eux 54,4 % des ressources distribuées au titre du RSA socle sur le cycle de vie.

2009 a été l'année pivot entre le RMI et le dispositif du RSA. On présentera toutefois ici les résultats pour le RSA uniquement, les résultats concernant le RMI étant similaires à ceux obtenus pour le RSA socle. La courbe en trait plein de la figure 4.6 présente donc pour l'échantillon A le pourcentage du montant total pouvant être perçu en 2009 au titre du RSA socle par chaque décile de RFR de 2009. La quasi-totalité des sommes distribuées reviennent ainsi au premier décile. Si l'on considère toutefois ce que les déciles de 2009 ont effectivement touché au cours du cycle de vie, la vision de ce phénomène est différente. Les individus du premier décile ont perçu sur le cycle de vie moins de la moitié des ressources distribuées à l'ensemble de l'échantillon. Les sept déciles supérieurs de RFR de 2009, qui ne sont logiquement pas bénéficiaires du RSA socle pour cette année, cumulent pourtant 31,9 % du total des ressources qui sont consacrées à cette prestation sur la période de 30 ans considérée. En considérant maintenant les déciles de revenu total sur les 30 années de cycle de vie, on obtient là encore un profil des parts de RSA socle perçues qui est plus lisse qu'en coupe. Ce n'est par exemple qu'à partir du quatrième décile (et non dès le deuxième comme c'est le cas en coupe) que les individus reçoivent moins que dans le cas d'une distribution uniforme du RSA socle sur l'ensemble de la population.

FIGURE 4.7 – Part des ressources distribuées au titre du RSA activité



SOURCE : TAXipp-LIFE 0.0.

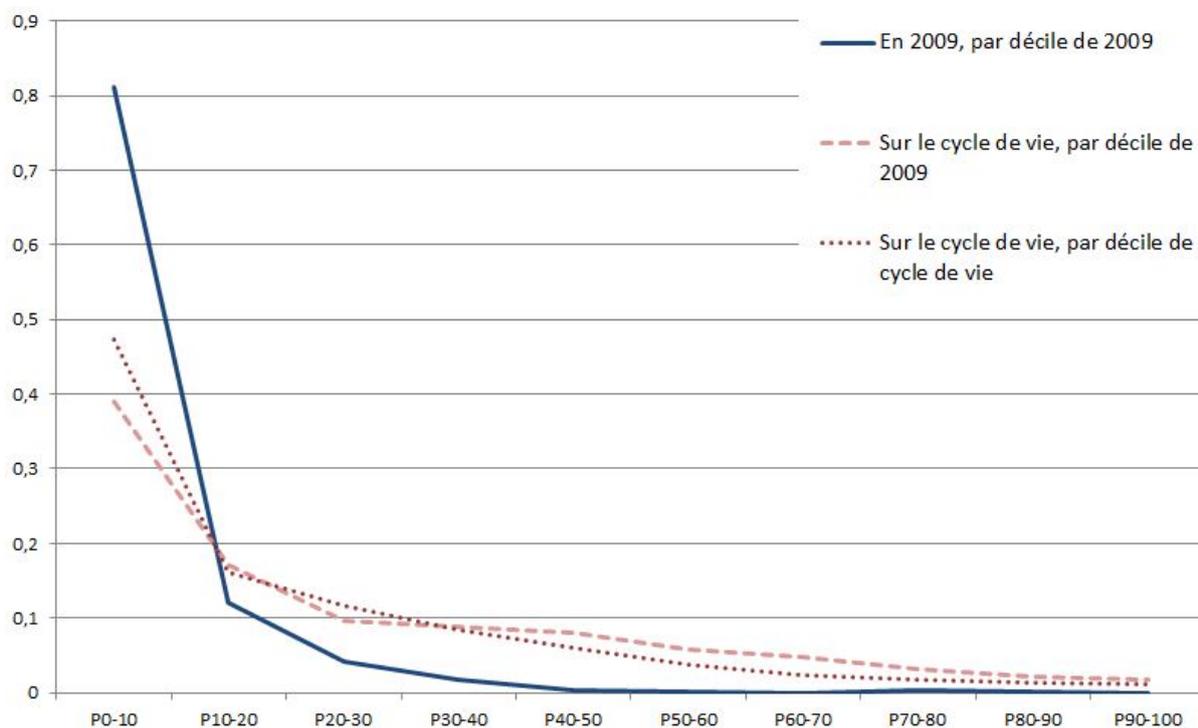
CHAMP : Sous-échantillon A (individus nés entre 1945 et 1958).

LECTURE : Les individus situés dans le premier décile de RFR de 2009 reçoivent 30,4 % des ressources distribuées au titre du RSA activité en 2009. Ces mêmes individus du premier décile de RFR de 2009 reçoivent 15,5 % des ressources distribuées au titre du RSA activité sur le cycle de vie.

Les individus situés dans le premier décile de RFR moyen de cycle de vie reçoivent quant à eux 23,1 % des ressources distribuées au titre du RSA activité sur le cycle de vie.

L'analyse diffère pour la partie activité du RSA. En coupe, c'est le deuxième décile de RFR qui de loin en bénéficie le plus, suivie du premier décile. Le troisième décile reçoit également une part du montant total reçu par l'échantillon au titre du RSA activité qui est supérieure à 10 %. Les individus à partir du quatrième décile n'en bénéficient pas en 2009. Sur le cycle de vie par contre, ces mêmes individus peuvent être bénéficiaires : les déciles P40-50, P50-60 et P60-70 du RFR en 2009 perçoivent à eux trois 22,4 % des ressources consacrées au RSA activité sur le cycle de vie, et les trois déciles supérieurs 7,3 %. Lorsqu'on considère les déciles de RFR de cycle de vie, le profil de la courbe est là aussi lissé, et il apparaît que les deux déciles du bas de la distribution bénéficient de façon identique du RSA activité. La figure 4.8 présente finalement ces trois mêmes courbes pour les montants totaux de RSA.

FIGURE 4.8 – Part des ressources distribuées au titre du RSA (socle + activité)



SOURCE : TAXipp-LIFE 0.0.

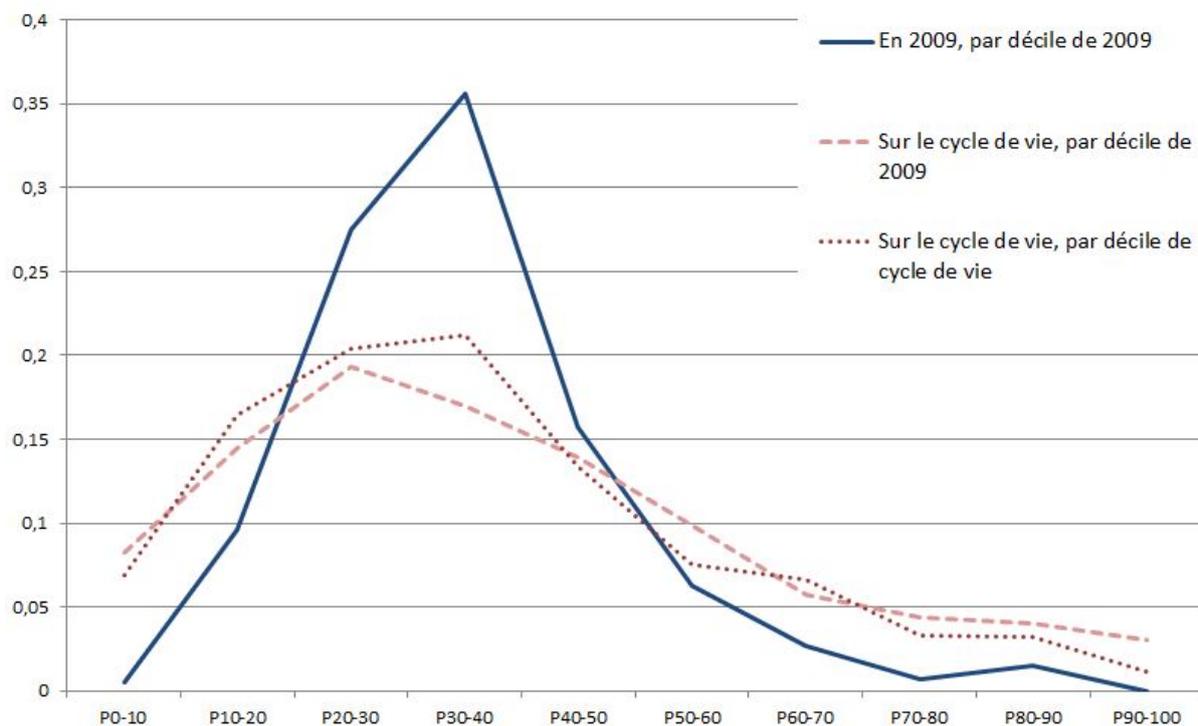
CHAMP : Sous-échantillon A (individus nés entre 1945 et 1958).

LECTURE : Les individus situés dans le premier décile de RFR de 2009 reçoivent 81,1 % des ressources distribuées au titre du RSA (socle + activité) en 2009. Ces mêmes individus du premier décile de RFR de 2009 reçoivent 38,9 % des ressources distribuées au titre du RSA (socle + activité) sur le cycle de vie.

Les individus situés dans le premier décile de RFR moyen de cycle de vie reçoivent quant à eux 47,3 % des ressources distribuées au titre du RSA (socle + activité) sur le cycle de vie.

Les figures 4.9 et 5.1 (en annexe) présentent les résultats concernant respectivement la PPE (nette du RSA) et l'ALF. Ici encore, les courbes sont lissées lorsqu'on adopte une perspective de cycle de vie. Dans le cas de la PPE, le premier décile de RFR en 2009 – étant très majoritairement composé de personnes qui ne sont pas en emploi – ne bénéficie pas de la PPE. Toutefois une part de ces individus, inactifs ou au chômage en 2009, ont à d'autres moments été susceptibles de toucher la PPE et reçoivent à ce titre 8,3 % du montant total distribué sur le cycle de vie. Cette analyse est vraie, dans une moindre mesure, pour le deuxième décile. Par ailleurs, la moitié supérieure de la distribution de RFR en 2009, qui ne touche que 11,1 % des ressources qui y sont consacrées cette année-là, en perçoit en réalité plus de 27,0 % sur le cycle de vie.

FIGURE 4.9 – Part des ressources distribuées au titre de la PPE (nette du RSA)



SOURCE : TAXiPP-LIFE 0.0.

CHAMP : Sous-échantillon A (individus nés entre 1945 et 1958).

LECTURE : Les individus situés dans le premier décile de RFR de 2009 reçoivent 0,5 % des ressources distribuées au titre de la PPE (nette du RSA) en 2009. Ces mêmes individus du premier décile de RFR de 2009 reçoivent 8,3 % des ressources distribuées au titre de la PPE (nette du RSA) sur le cycle de vie.

Les individus situés dans le premier décile de RFR moyen de cycle de vie reçoivent quant à eux 6,9 % des ressources distribuées au titre de la PPE (nette du RSA) sur le cycle de vie.

Finalement, on observe aussi bien pour le RSA, la PPE, que l'ALF, un moindre ciblage des bénéficiaires lorsqu'on prend une perspective de cycle de vie plutôt qu'une vision en coupe. En effet, que les bénéficiaires appartiennent en 2009 très majoritairement au premier décile de la distribution de revenus (pour le RSA socle et l'ALF), au deuxième décile (dans le cas du RSA activité) ou aux troisième et quatrième (pour la PPE nette du RSA), on constate que la courbe des parts perçues par chaque décile de la distribution se rapproche à chaque fois de la situation d'égalité répartition, qui correspondrait à une courbe plate au niveau de 10 %. Il faut toutefois noter que, de même que lorsqu'on avait contrasté les inégalités ou les taux moyens d'IRPP en coupe et sur le cycle de vie, les profils généraux des parts de prestations reçues par chaque décile restent les mêmes quelle que soit la perspective adoptée.

4.2.1.3 Prestations familiales

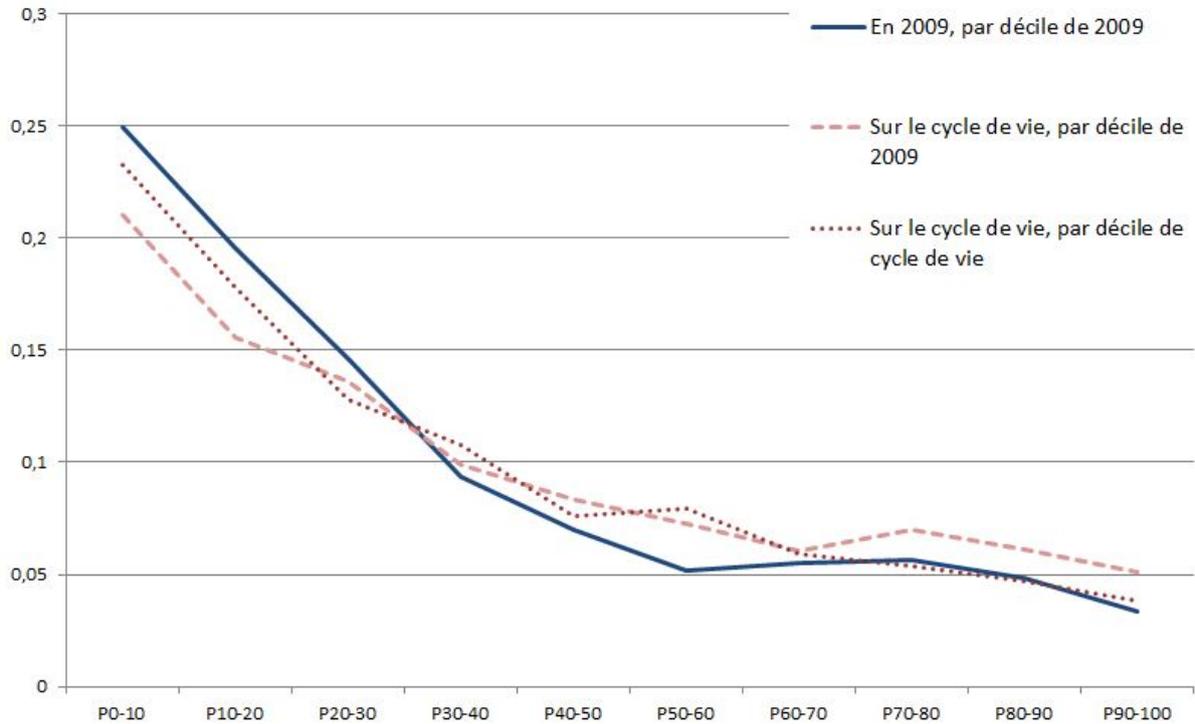
Dans le cas des prestations familiales, le "ciblage" qui ressort de l'observation des parts de prestations reçues selon le décile de revenus simplement mutualisés au niveau du foyer social est faible – en particulier pour les allocations familiales qui sont attribuées sans condition de

ressources –, et il est plus intéressant de s’intéresser au RFR du ménage rapporté à une échelle d’équivalence, afin de rendre compte de la charge financière qui pèse sur celui-ci du fait de la situation familiale du ménage. De cette façon, il est possible de voir dans quelle mesure les bénéficiaires de prestations familiales une année donnée (ayant les plus lourdes charges familiales) le sont en général sur le cycle de vie : on s’attendrait à ce que le “ciblage” des prestations familiales soit moindre sur le cycle de vie.

L’échelle d’équivalence choisie ici est celle de l’OCDE : le premier adulte du ménage se voit ainsi attribué un poids de 1, le deuxième adulte éventuel et les enfants de 14 ans ou plus un poids de 0,5, et les enfants de moins de 14 ans un poids de 0,3. On s’intéresse ici à l’échantillon B, afin de mieux prendre en compte la diversité des âges et donc des situations familiales, mais encore une fois les résultats sont robustes lorsqu’on utilise l’échantillon A.

Seules les courbes correspondant au montant total de prestations familiales reçues sont présentées ici. Les graphiques correspondant à chacune des prestations familiales simulées (AF, CFAM, PAJE, ASF) sont donnés en annexe. On observe pour presque tous les déciles que la part de prestations familiales reçues se rapproche des 10 % (correspondant à la situation d’égale répartition) lorsque l’on considère les choses sur le cycle de vie plutôt qu’en coupe. Par exemple, les individus appartenant au premier décile en 2009 – qui sont ceux ayant le revenu le plus faible relativement à leur charge de famille pour cette année – reçoivent 24,9 % du total des prestations familiales allouées cette année, contre 21,1 % sur le cycle de vie. Cet effet est toutefois globalement bien plus faible que dans le cas des minima sociaux. En étudiant chaque prestation familiale de façon isolée, on constate que l’effet est un peu plus prononcé pour la PAJE (le premier décile de 2009 reçoit 39,9 % des ressources distribuées cette année, contre 24,5 % sur le cycle de vie), alors qu’il est très faible pour les allocations familiales.

FIGURE 4.10 – Part des ressources distribuées au titre de l'ensemble des prestations familiales simulées (AF, CFAM, PAJE, ASF)



SOURCE : TAXipp-LIFE 0.0.

CHAMP : Sous-échantillon B (individus nés entre 1945 et 1968).

LECTURE : Les individus situés dans le premier décile de RFR (rapporté au poids du ménage selon l'échelle d'équivalence OCDE) de 2009 reçoivent 24,9 % des ressources distribuées au titre des prestations familiales en 2009. Ces mêmes individus du premier décile de 2009 reçoivent 21,1 % des ressources distribuées au titre des prestations familiales sur le cycle de vie. Les individus situés dans le premier décile de RFR (rapporté au poids du ménage selon l'échelle d'équivalence OCDE) moyen de cycle de vie reçoivent quant à eux 23,3 % des ressources distribuées au titre des prestations familiales sur le cycle de vie.

4.2.2 Éléments de comparaison des différents instruments

La section précédente a permis de montrer dans quelle mesure, pour un certain nombre d'éléments du système socio-fiscal français simulés pour 2009, l'impact sur chaque décile de la distribution des revenus était modifié selon qu'on adoptait une perspective en coupe ou sur le cycle de vie. Toutefois, il est également intéressant de considérer la baisse des inégalités de façon globale plutôt qu'en examinant chaque décile, et de voir comment cette diminution des inégalités peut être décomposée sur le cycle de vie entre une baisse des inégalités intra-individuelles et une baisse des inégalités inter-individuelles. Cela nous permet en effet de distinguer, pour chaque type d'instrument, ce qui relève réellement de l'impact redistributif entre individus et ce qui correspond plutôt à une fonction assurantielle de lissage des revenus au cours du temps.

L'un des avantages de l'indice de Theil comme mesure globale des inégalités est que contrairement à d'autres – par exemple le coefficient de Gini – il autorise une décomposition exacte entre différents groupes. Ainsi si l'on considère un ensemble d'individus connaissant chacun un certain nombre de périodes, on peut assimiler chaque individu à un "groupe" de périodes,

et ainsi décomposer un indice de Theil calculé sur l'ensemble des individus-périodes entre une part mesurant les inégalités inter-individuelles sur le cycle de vie, et une autre l'ensemble des inégalités intra-individuelles. La décomposition de l'indice de Theil s'écrit ainsi :

$$I_1 = \sum_{i=1}^n \left[\frac{Y_i}{\sum_{i=1}^n Y_i} \right] I_{1,i}^W + I_1^B$$

Le premier terme (part intra-individuelle ou *within* des inégalités) est la somme des indices de Theil individuels *within* $I_{1,i}^W$ que l'on a étudiés dans la section 4.1.1, pondérés par la part du revenu sur le cycle de vie de l'individu i dans le revenu total. Le second terme I_1^B est la part inter-individuelle ou *between* des inégalités, qui correspond à l'indice de Theil calculé sur les moyennes individuelles des revenus sur le cycle de vie. Il est à noter que l'indice *between* pondère implicitement les contributions individuelles par leur poids en terme de nombres de périodes.

En examinant la décomposition de l'indice de Theil pour le RFR et pour le RFR auquel on retranche l'IRPP dû ou auquel on ajoute les prestations sociales reçues, on peut voir en quoi ces impôts ou transferts font varier la part inter-individuelle et la part intra-individuelle des inégalités de revenus, c'est-à-dire dans quelle mesure ils tendent à égaliser plutôt les revenus totaux de cycle de vie des individus entre eux ou, pour chaque individu, son revenu au cours du cycle de vie. Le tableau 4.3 présente les résultats obtenus. Lorsque l'on s'intéresse au RFR avant tout impôt ou prestation sociale, plus de 30 % des inégalités totales mesurées grâce à l'indice de Theil sont en fait des inégalités inter-temporelles pour chaque individu, et non des inégalités inter-personnelles. On voit que tous les instruments présentés ici font diminuer la mesure des inégalités sur le cycle de vie, mise à part la PPE qui même sur le cycle de vie profite majoritairement au quatrième (et, dans une moindre mesure, troisième) décile de RFR. Comme on l'a montré plus haut, elle bénéficie plus au premier (et deuxième) décile dans une perspective de cycle de vie qu'en coupe, mais il semble que cela ne soit pas suffisant pour réduire de façon visible les inégalités.

TABLE 4.3 – Indices de Theil (I1) totaux, inter-individuels et intra-individuels

Revenu considéré	I1 total	I1 inter (<i>between</i>)	I1 intra (<i>within</i>)
RFR	0,311	0,198	0,113
RFR - IRPP	0,269	0,168	0,101
RFR + prestations familiales	0,257	0,157	0,100
RFR + RSA	0,258	0,165	0,093
RFR + PPE nette du RSA	0,309	0,196	0,112

SOURCE : TAXipp-LIFE 0.0.

CHAMP : Échantillon complet

LECTURE : L'indice de Theil calculé pour l'ensemble des individus-périodes sur le RFR auquel on a retranché l'IRPP vaut 0,269. Ce chiffre se décompose entre une part inter-individuelle de 0,168 et une part intra-individuelle valant 0,101.

Si l'on considère d'une part l'effet de l'IRPP, d'autre part celui du RSA (socle + activité),

on constate que ces deux instruments ont un effet égalisateur d'une ampleur similaire sur les revenus moyens de cycle de vie, reflétée dans la baisse de l'indice de Theil *between* qui passe de 0,198 pour le simple RFR à 0,168 lorsque celui-ci est diminué de l'IRPP et 0,165 lorsqu'il est augmenté du RSA. C'est par contre au niveau de l'égalisation inter-temporelle des revenus que ces deux instruments diffèrent. Le RSA apparaît comme ayant un effet égalisateur plus fort sur les inégalités inter-temporelles de revenus que celui de l'IRPP, faisant passer l'indice de Theil *within* de 0,113 à 0,093 contre 0,101 pour l'IRPP. Ainsi le RSA aurait également, au-delà de son effet de redistribution du revenu entre individus – comme on l'a vu très majoritairement à destination du bas de la distribution, même dans une perspective de cycle de vie – un effet fort de lissage des revenus au cours du temps. Celui-ci concerne non seulement les catégories de revenu basses, mais il peut également toucher les déciles supérieurs puisqu'on a vu que ceux-ci étaient susceptibles, quoique dans une moindre mesure, de bénéficier du RSA à un moment de leur cycle de vie.

Si l'on compare maintenant l'effet du RSA à celui de l'ensemble des prestations familiales simulées pour 2009 (allocations familiales, complément familial, prestation d'accueil du jeune enfant, allocation de soutien familial), on observe que la diminution de l'indice de Theil total est la même dans un cas comme dans l'autre, celui-ci passant de 0,311 à 0,257 dans le cas des prestations familiales, contre 0,258 dans le cas du RSA. Le RSA et l'ensemble des prestations familiales simulées ont donc le même effet égalisateur sur l'ensemble des observations individu-période prises en compte. Toutefois cette baisse ne se répartit pas de la même façon entre indice de Theil *between* et *within*. Dans le cas des prestations familiales, c'est la diminution de l'indice de Theil inter-individuel qui est relativement plus forte, alors que le RSA fait relativement plus baisser l'indice de Theil intra-individuel. Ainsi le RSA contribuerait en moyenne plus à égaliser les revenus de chaque individu au cours du cycle de vie que ne le font les prestations familiales, et au contraire l'ensemble des prestations familiales simulées pour 2009 permettraient, plus que le RSA, d'égaliser les revenus moyens des individus entre eux.

TABLE 4.4 – Indices de Theil en 2009

Revenu considéré	Indice de Theil
RFR	0,255
RFR - IRPP	0,217
RFR + prestations familiales	0,217
RFR + RSA	0,216
RFR + PPE nette du RSA	0,253

SOURCE : TAXipp-LIFE 0.0.
 CHAMP : Échantillon complet
 LECTURE : En 2009, l'indice de Theil calculé sur le RFR auquel on a retranché l'IRPP vaut 0,217.

La table 4.4 permet de mettre ces résultats en perspective avec ceux qu'on aurait obtenus en

considérant simplement l'effet égalisateur des mêmes instruments en coupe, pour l'année 2009. On voit que l'indice de Theil total (qui ici est aussi égal à l'indice *between* – l'indice *within* n'ayant pas lieu d'être ici) se voit diminué de la même façon, qu'on y applique l'IRPP, l'ensemble des prestations familiales simulées, ou le RSA. La perspective de cycle de vie, au contraire, permet de faire apparaître un effet redistributif entre individus plus grand pour les prestations familiales que pour les deux autres instruments.

5 Conclusion et développements

Le but que s'est donné cette analyse de la redistribution sur le cycle de vie est de mieux prendre en compte la variabilité des revenus et des situations des individus sur le long terme, afin de montrer en quoi une étude en coupe est susceptible de donner une vision tronquée de l'impact redistributif du système socio-fiscal français. À cette fin le modèle TAXi^{pp}-LIFE, qui reconstitue les trajectoires d'un échantillon d'individus de l'enquête Patrimoine de 1980 à 2009 grâce à un appariement statistique avec des données administratives, a été construit puis exploité. Tel qu'il a été présenté dans ce travail, TAXi^{pp}-LIFE présente un certain nombre de limites qui seront discutées plus bas. Toutefois, il permet déjà dans son état actuel – et donc sous un certain nombre d'hypothèses – de mettre en avant plusieurs résultats, et de montrer la pertinence d'une approche des inégalités et de la redistribution sur le cycle de vie.

Le travail effectué conduit ainsi à nuancer l'impact redistributif du système socio-fiscal français mesuré en coupe. La perspective de cycle de vie mène à une répartition plus homogène des impôts et des prestations sociales selon la place dans la distribution des revenus, quel que soit l'instrument considéré – quoique dans des proportions différentes. Cela apparaît de façon plus marquée pour les éléments du système socio-fiscal visant principalement le bas de la distribution de revenus. Le RSA socle par exemple est destiné à hauteur de 92,8 % au premier décile de revenus en 2009, contre 54,4 % sur le cycle de vie (voir graphique 4.6). Ce changement induit par la perspective de cycle de vie qui apparaît plus marqué pour les instruments à destination du bas de la distribution est en ligne avec ce qui avait déjà été mis en avant par la littérature, par exemple par Bengtsson et al. (2012) dont le résultat à ce sujet est décrit dans la section 2.2.3. Cela est cohérent avec le fait que le RSA semble, plus que l'IRPP ou l'ensemble des prestations familiales simulées, avoir un rôle de redistribution inter-temporelle (section 4.2.2).

Toutefois, cet impact de la perspective de cycle de vie par rapport à la vision en coupe ne doit pas être exagéré. Ainsi on a pu montrer en considérant la part des revenus détenus par chaque décile que les individus du bas de la distribution en 2009 demeurent ceux pour lesquels le revenu de cycle de vie est le plus faible, et inversement pour ceux du haut de la distribution. De façon identique pour la redistribution, le profil général des courbes décrivant les montants d'impôt payé ou de prestations reçues selon le décile de revenus n'est globalement pas modifié par la perspective de cycle de vie, mais simplement aplati pour se rapprocher de la situation de répartition égale au sein de la population (pour les prestations reçues) ou de la situation de proportionnalité (pour l'IRPP). De même, la perspective de cycle de vie fait apparaître une part non-négligeable d'égalisation inter-temporelle des revenus, mais la redistribution inter-individuelle des revenus reste marquée : on est loin en cela du résultat de Bengtsson et al. (2012) par exemple, qui montrent que le système redistributif suédois devient presque proportionnel

lorsque considéré sur le cycle de vie.

Il ne faut pas exclure que ces résultats nuancés soient dus à une base de données encore incomplète, malgré l'important travail réalisé jusqu'ici. En effet lorsque l'échantillon "complet" est utilisé, les carrières des individus les plus jeunes sont tronquées, ne permettant pas de rendre compte de leurs parcours après 2009. Au contraire lorsqu'on considère par exemple l'échantillon A, on suit des individus ayant au plus 14 années d'écart à un point donné du temps, ne permettant pas de restituer la diversité des situations selon l'âge. Pour répondre au premier problème, le modèle sera appelé à être complété par la simulation des trajectoires futures, travail en cours de réalisation par Alexis Eidelman. La solution au second problème serait d'imputer à des individus de l'enquête Patrimoine nés à des dates antérieures des trajectoires salariales d'individus plus jeunes, en réajustant celles-ci. On peut de plus compléter les débuts de trajectoires manquants par des segments de trajectoires appartenant à des individus similaires. En enrichissant le modèle de cette façon, il sera possible d'une part de suivre chaque individu sur l'intégralité de son cycle de vie, d'autre part d'observer pour chaque années des individus de tous les âges.

De façon générale, le travail effectué pour la construction de la base de données doit être consolidé. Sans reprendre une par une les hypothèses qui ont dû être faites jusqu'ici, et qui toutes demanderaient à être affinées afin de contribuer à la cohérence du modèle (imputation des revenus non-salariaux, simulation rétrospective des trajectoires familiales...), soulignons une limite dont on peut concevoir l'incidence directe sur les résultats obtenus : aucune information n'étant disponible dans les données EIC quant au nombre d'enfants des individus, il n'y a aucune raison pour que les naissances des enfants des individus dans l'enquête Patrimoine (qui sont celles utilisées dans notre base de données) coïncident avec celles des individus EIC avec lesquels ils sont appariés. Or, la conjonction de l'arrivée des enfants et des baisses de revenus qui peuvent y être associées – périodes d'inactivité ou de temps partiel, par exemple – sont déterminantes pour le calcul des prestations familiales sous condition de ressources.

Au-delà des améliorations devant être apportées à la base de données, d'autres façons d'étudier la redistribution sur le cycle de vie pourraient être envisagées. En particulier, il serait intéressant de mettre l'accent de façon plus prononcée sur la redistribution inter-temporelle : estimer l'importance de celle-ci selon la position dans la distribution des revenus, comme cela a déjà été fait dans le cas des États-Unis par exemple – voir le résultat de Hoynes & Luttmer (2011) dans la section 2.2.2 –, et éventuellement essayer de distinguer au sein de celle-ci la part pouvant être assimilée à la trajectoire "naturelle" de cycle de vie selon l'âge, et celle au contraire associée à des chocs sur cette trajectoire de base. L'accent a en effet été mis dans ce travail sur la redistribution inter-individuelle des revenus et l'impact de la perspective de cycle de vie sur sa mesure, ce type de redistribution étant un enjeu clé du débat public autour des questions redistributives. La fonction potentiellement assurantielle du système redistributif n'en est pas moins importante, et seule une approche sur le cycle de vie peut permettre de l'appréhender.

Bibliographie

- Bemis, J. & Morgan, J. N. (1975), Time Period, Unit of Analysis, and Income Concept in the Analysis of Income Distribution, *in* 'The Personal Distribution of Income and Wealth', NBER Chapters, National Bureau of Economic Research, Inc, pp. 209–224.
- Bengtsson, N., Holmlund, B. & Waldenström, D. (2012), Lifetime versus Annual Tax Progressivity : Sweden, 1968-2009, Working Paper Series, Center for Fiscal Studies 2012 :8, Uppsala University, Department of Economics.
- Björklund, A. (1993), 'A Comparison between Actual Distributions of Annual and Lifetime Income : Sweden 1951-89', *Review of Income and Wealth* **39**(4), 377–86.
- Björklund, A. & Palme, M. (1997), *Income Redistribution Within the Life Cycle Versus Between Individuals : Empirical Evidence Using Swedish Panel Data*, Working paper series in economics and finance, Stockholm School of Economics, the Economic Research Inst.
- Bosvieux, J. (2005), 'Accession à la propriété : des acquéreurs plus nombreux mais prudents', *Economie et Statistique* (381-382).
- Bozio, A., Fabre, B., Goupille, J. & Lafféter, Q. (2012), Le modèle de microsimulation TAXIPP – Version 0.2, Guide méthodologique, Institut des Politiques Publiques (IPP).
- Briant, P. (2010), 'L'accession à la propriété dans les années 2000', *INSEE Première* (1291).
- Esping-Andersen, G. (1990), *The Three Worlds of Welfare Capitalism*, Princeton University Press.
- Falkingham, J. & Harding, A. (1996), *Poverty Alleviation Versus Social Insurance Systems : A Comparison of Lifetime Redistribution*, Discussion paper, University of Canberra, National Centre for Social and Economic Modelling.
- Fitzgerald, J. & Maloney, T. (1990), 'The Impact of Federal Income Taxes and Cash Transfers on the Distribution of Lifetime Household Income : 1969-1981', *Public Finance Quarterly* **18**(2), 182–197.
- Hoynes, H. W. & Luttmer, E. F. (2011), 'The Insurance Value of State Tax-and-transfer Programs ', *Journal of Public Economics* **95**(11-12), 1466 – 1484. Special Issue : International Seminar for Public Economics on Normative Tax Theory.
- Hussenius, J. & Selen, J. (1994), *Skatter och socialförsäkringar över livscykeln – en simuleringsmodell*, departementsserien, Finansdepartementet.

- Lindert, P. (2004), *Growing Public : Volume 1, The Story : Social Spending and Economic Growth since the Eighteenth Century*, Cambridge University Press.
- O'Donoghue, C. (2001), 'Redistribution over the Lifetime in the Irish Tax-Benefit System – An Application of a Prototype Dynamic Microsimulation Model for Ireland', *The Economic and Social Review* **32**(3), 191–216.
- Pettersson, T. & Pettersson, T. (2007), *Model Our Future - Population Ageing, Social Security and Taxation*, Elsevier, chapter Lifetime Redistribution Through Taxes, Transfers and Non-Cash Benefits.
- Piketty, T. (2010), *On the long-run evolution of inheritance : France 1820-2050*, Paris : Paris School of Economics.
- Shorrocks, A. (1978), 'Income Inequality and Income Mobility', *Journal of Economic Theory* **19**(2), 376–393.
- Slemrod, J. (1992), Taxation and Inequality : A Time-Exposure Perspective, NBER Working Papers 3999, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Varian, H. R. (1980), 'Redistributive Taxation as Social Insurance', *Journal of Public Economics* **14**(1), 49–68.

Annexe

Imputation des années manquantes dans le secteur privé Les années 1981, 1983 et 1990 sont entièrement manquantes dans les DADS. On estime les revenus salariaux pour chacune de ces années grâce à des modèles *tobit*. Pour l'année 1981, on estime tout d'abord un modèle *tobit* en régressant les salaires nets totaux (issus de l'emploi privé) pour l'année 1980 sur les salaires (issus du privé) de 1979 et 1978, l'âge et l'âge au carré en 1980, le sexe, et la présence dans une caisse du secteur privé en 1980 (connue grâce au fichier EIC), ce grâce à la procédure de Heckman. La sélection se fait sur les mêmes variables, avec en supplément le statut vis-à-vis de l'emploi en 1978 et 1979. Pour cette estimation, on utilise uniquement les individus pour lesquels il existe au moins un salaire strictement positif pour les années 1978, 1979 et 1982. Le salaire comme variable explicative est renseigné de façon catégorielle, par l'appartenance à l'un des neuf premiers déciles ou aux catégories P90-95, P95-99, P99-99.5, P99.5-99.9, P99.9-99.95, P99.95-99.99, et P99.99-100. Le fait de prendre en compte de façon fine l'appartenance au haut de la distribution les années passées permet par la suite de simuler des salaires suffisamment élevés pour l'année en cours. La variable de statut vis-à-vis de l'emploi est celle qui a été construite pour l'appariement, et qui reprend une partie des catégories de la variable CYACT de l'enquête Patrimoine.

Une fois cette estimation effectuée, on effectue la prédiction des salaires nets de l'année 1981 ainsi que de la probabilité d'avoir un salaire positif, à partir des salaires des années 1980 et 1979, de l'âge et de l'âge au carré en 1981, etc. On n'applique cela qu'aux individus pour lesquels au moins l'un des salaires de 1979, 1980 ou 1982 est strictement positif. On impute un salaire nul aux individus dont les salaires de ces années sont tous nuls.

Pour l'année 1990, on transpose la même procédure en estimant tout d'abord un modèle *tobit* régressant les salaires de 1989 sur les données de 1987, 1988 et 1991 (et 1989 pour les variables d'âge et d'appartenance à une caisse du secteur privé), puis en effectuant la prédiction des salaires de 1990 à partir des données concernant les années 1988, 1989 et 1992. On applique la même procédure pour l'année 1983. Il n'est pas possible d'utiliser l'année 1981 pour l'estimation et/ou la prédiction, cette année ayant un statut particulier puisqu'elle a elle-même été imputée. On estime ainsi l'effet des salaires etc. des années 1980, 1985 et 1986 sur l'année 1984, puis on obtient la prédiction des salaires de 1983 en utilisant les données de 1979, 1984 et 1985.

Imputation des heures salariées manquantes dans le privé avant 1994 et passage aux heures travaillées On calcule la moyenne, pour les périodes de travail des années 1994 à 1996, du nombre d'heures par jour salarié, selon que l'emploi est à temps complet ou non. On applique par la suite ces moyennes aux périodes de travail antérieures à 1994, dont on connaît

la durée en jours. Par ailleurs, pour l'ensemble des heures renseignées dans les DADS (qui sont des heures salariées et non travaillées), on applique le ratio moyen entre le nombre "théorique" d'heures travaillées effectuées sur un an (moins 5 semaines de congés) par un travailleur aux 35h, soit 1650 h, et l'équivalent en heures salariées (médiane du nombre d'heures salariées pour les individus à temps complet), soit 1820 h.

Imputation des années manquantes pour la Fonction Publique d'Etat Les années 1979, 1981 et 1987 sont manquantes en totalité pour la Fonction Publique d'Etat. Dans le fichier EIC, les salaires de ces années ont été imputées en étudiant la probabilité d'être entré dans la fonction publique l'année N plutôt que l'année $N + 1$ (si l'individu n'était pas déjà dans la base l'année $N - 1$). Cette imputation de la présence dans la fonction publique est conservée, mais plutôt que de reprendre simplement le salaire de l'année précédente, on fait en sorte qu'il y ait une augmentation progressive entre les salaires des années $N - 1$, N et $N + 1$. Plus précisément, on veut qu'en moyenne :

$$w_{N+1} = w_N \cdot g_{N+1} \cdot t$$

$$w_N = w_{N-1} \cdot g_N \cdot t$$

avec g la croissance nominale des salaires dans le privé et semi-public (données INSEE) et t un facteur de croissance spécifique à la fonction publique et constant entre $N - 1$ et $N + 1$, et que l'on calcule donc comme $t = \sqrt{\frac{w_{N+1}}{g_{N+1} \cdot w_{N-1} \cdot g_N}}$.

On choisit ensuite d'appliquer ce facteur (multiplié par la croissance nominale) au salaire de l'année $N - 1$ lorsque celui-ci existe, et au salaire de l'année $N + 1$ dans le cas contraire, et ce si l'individu est présent dans la fonction publique l'année N . Les salaires des années 1976 et 1977 sont connus dans les DADS mais pas dans les EIC pour la Fonction Publique d'Etat (l'appartenance au fichier de paie des agents de l'Etat est par contre connue). On impute pour l'année 1977 le salaire de 1978 déflaté par la croissance réelle des salaires dans le privé et le semi-public si l'individu appartient à la Fonction Publique cette année-là, et de même pour 1976 en utilisant l'année 1977.

Imputation des revenus de remplacement liés au chômage et à la retraite avant 1984

Ici encore, on fait appel à des modèles *tobit* afin de simuler d'une part la probabilité, pour une année manquante, de toucher un revenu de remplacement de chômage ou de préretraite, d'autre part le montant de cette allocation le cas échéant. Pour 1984, le montant perçu est expliqué par la position dans la distribution des salaires bruts en 1987 (on ne prend pas un salaire antérieur comme salaire de référence car l'équivalent ne serait pas disponible pour les premières années d'observation ; de plus on prend le salaire retardé de trois années afin de réduire au maximum la probabilité que l'individu soit encore au chômage au moment considéré), et par la proportion de l'année 1984 qui est travaillée (si l'individu est au chômage en 1984, il perçoit un montant total de revenus de remplacements d'autant plus élevé qu'il l'a été longtemps, et donc d'autant plus faible qu'il a travaillé une grande partie de l'année). La sélection se fait selon ces mêmes variables, mais également selon le sexe, la présence dans le fichier Pôle Emploi huit années plus tard, la position dans la distribution des salaires en 1985 et 1986 ainsi que la fraction de l'année

travaillée pour ces mêmes années. Enfin, on ajuste les montants perçus entre 1976 et 1983 afin de respecter le même ratio de masse des revenus de remplacement rapportée à la masse des salaires bruts que pour l'année 1984.

Variables d'appariement

- **Sexe**
- **Âge** Les données EIC étant disponibles pour une génération sur quatre, on regroupe également les individus de l'Enquête Patrimoine en tranches de quatre années de naissance : les individus de l'Enquête Patrimoine nés entre 1945 et 1948 sont ainsi appariés avec la première génération du fichier EIC (qui apparaît comme née en 1946 et non 1942 du fait du décalage du quatre ans souligné plus haut).
- **Revenus salariaux et de remplacement** On utilise les revenus issus de sources fiscales pour l'Enquête Patrimoine et les revenus bruts en 2009 du côté du fichier EIC. Les revenus de remplacement sont divisés par un facteur de 0.6 (chômage et préretraite) ou 0.75 (retraite) : on souhaite ainsi comparer des salaires de référence et non des revenus effectifs dont l'intérêt serait moindre pour l'appariement, la situation de l'individu vis-à-vis de l'emploi étant prise en compte par ailleurs. Le total des revenus salariaux et des revenus de remplacement réévalués est pris en compte par tranches, à travers l'appartenance de l'individu à l'une des catégories suivantes : absence de revenus salariaux et de remplacement ; P0-10 (parmi les individus dont ces revenus sont non-nuls) ; P10-20 ; P20-40 ; P40-60 ; P60-80 ; P80-90 ; P90-95 et enfin P95-100. Pour l'appariement des individus à la retraite, il n'y a pas de tranche de revenus nuls, et les deux tranches les plus élevées sont fusionnées.
- **PCS** On considère la PCS à un chiffre de l'individu en 2009, ou si celle-ci n'existe pas, la dernière. Pour les salariés du public on n'apparie pas sur la PCS, car celle-ci n'est pas renseignée pour une partie d'entre eux du côté de l'EIC.
- **Statut vis-à-vis de l'emploi** On retrace à partir du fichier EIC les modalités les plus importantes des statuts vis-à-vis de l'emploi renseignés dans l'Enquête Patrimoine. Les catégories sont les suivantes : salarié du public à temps complet ; salarié du public à temps partiel ; salarié du privé à temps complet ; salarié du privé à temps partiel ; chômage ; succession de courtes périodes d'emploi et de chômage ; préretraite ; inactivité et autres. Ce statut est considéré en 2005 et non en 2009¹. Pour les retraités, on prend en compte le dernier statut (hormis la retraite ou préretraite) avant 2005 inclus.
- **Durée de carrière** C'est la seule variable d'appariement pour laquelle on utilise les trajectoires rétrospectives. On s'assure ainsi de ne pas retenir trop de trajectoires EIC qui seraient tronquées, en retenant au contraire des trajectoires de revenus salariaux et de

1. Le travail d'identification de ces différents statuts à partir du fichier EIC a en effet été appliqué aux données EIC 2001 (ce qui correspond à l'année 2005 en prenant en compte le décalage de quatre ans). Ce travail est très coûteux en temps pour la modalité " succession de courtes périodes d'emploi et de chômage ", et il n'a pas été refait pour l'instant sur l'EIC 2005.

remplacement suffisamment longues par rapport à ce qui est renseigné dans l'Enquête Patrimoine.

Les variables qui sont relâchées lors de l'appariement si aucun individu correspondant n'est trouvé sont, dans l'ordre : le statut vis-à-vis de l'emploi, la PCS, et la durée de carrière. Pour une partie des retraités, cela ne suffit pas, et il faut fusionner les deux premières tranches de revenus.

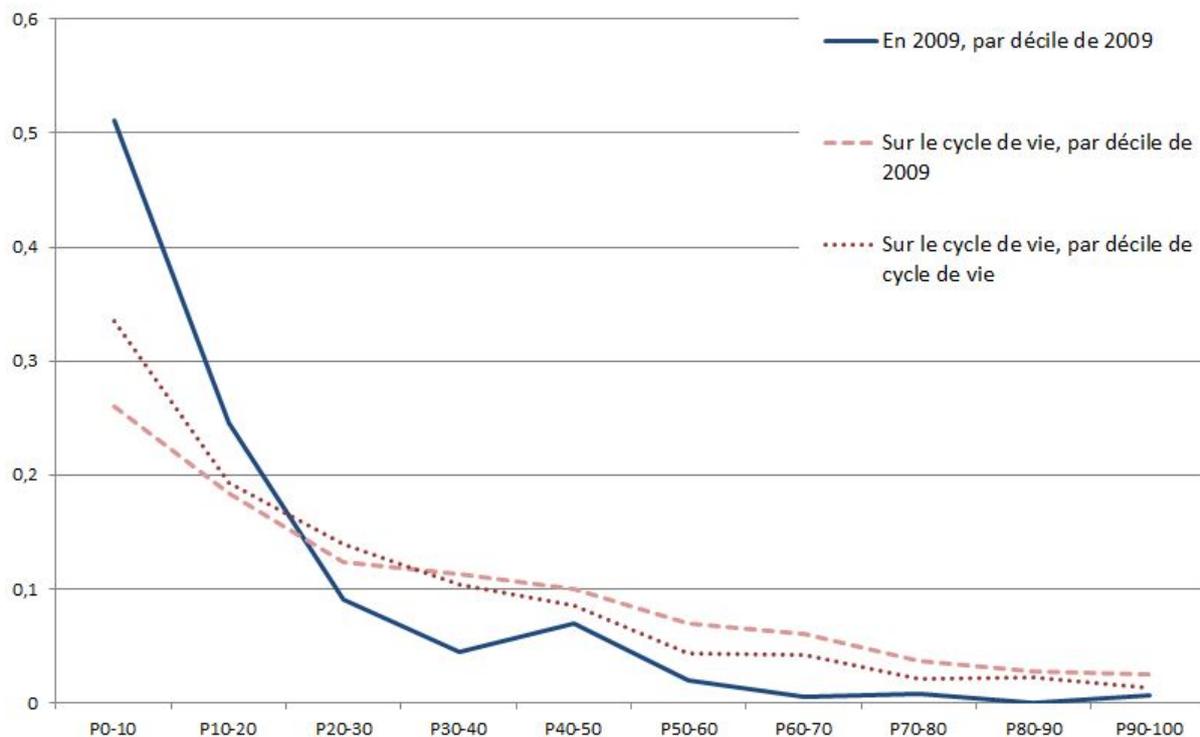
Hypothèses simplificatrices nécessaires à la simulation des cotisations sociales, de l'IRPP et des prestations sociales

- Un certain nombre de variables, nécessaires à la simulation des différents instruments du système socio-fiscal français, n'ont pas été imputées pour l'instant dans TAXipp-LIFE et sont donc jusqu'ici considérées comme nulles. C'est le cas des revenus non-salariaux et du nombre d'heures travaillées et du nombre annuel d'heures de travail non-salarié², des frais professionnels, des pensions alimentaires reçues ou versées, des déductions épargne-retraite ainsi que des réductions d'impôt.
- Le revenu fiscal de référence de l'année $N - 2$ qui est nécessaire au calcul des cotisations sociales a été grossièrement imputé à partir des revenus bruts de l'année N . C'est le cas uniquement pour le calcul des cotisations, et non pour celui des prestations sociales (le "vrai" RFR de l'année $N - 2$ a alors été calculé et c'est celui-ci qui est utilisé lors de la simulation – sauf pour années 1980 et 1981 qui sont les deux premières années observées, et qu'on exclut le plus souvent de l'analyse des transferts).
- Les montants de CSG, CRDS sur les revenus du capital et de prélèvements sociaux additionnels sur ces mêmes revenus, nécessaires au calcul des prestations sociales, sont imputés au prorata des revenus du capital de chaque ménage.
- Au contraire, la distinction cadre/non-cadre, qui n'est pas faite dans TAXipp, peut être prise en compte ici pour la simulation des cotisations sociales grâce à l'information connue à travers les trajectoires EIC.

2. Cela a une faible importance ici puisqu'on a vu qu'on a fait en sorte de retenir un échantillon comprenant très peu de périodes de travail non-salarié.

Graphes supplémentaires : impact redistributif en coupe et sur le cycle de vie de l'ALF et des différentes prestations familiales

FIGURE 5.1 – Part des ressources distribuées au titre de l'ALF



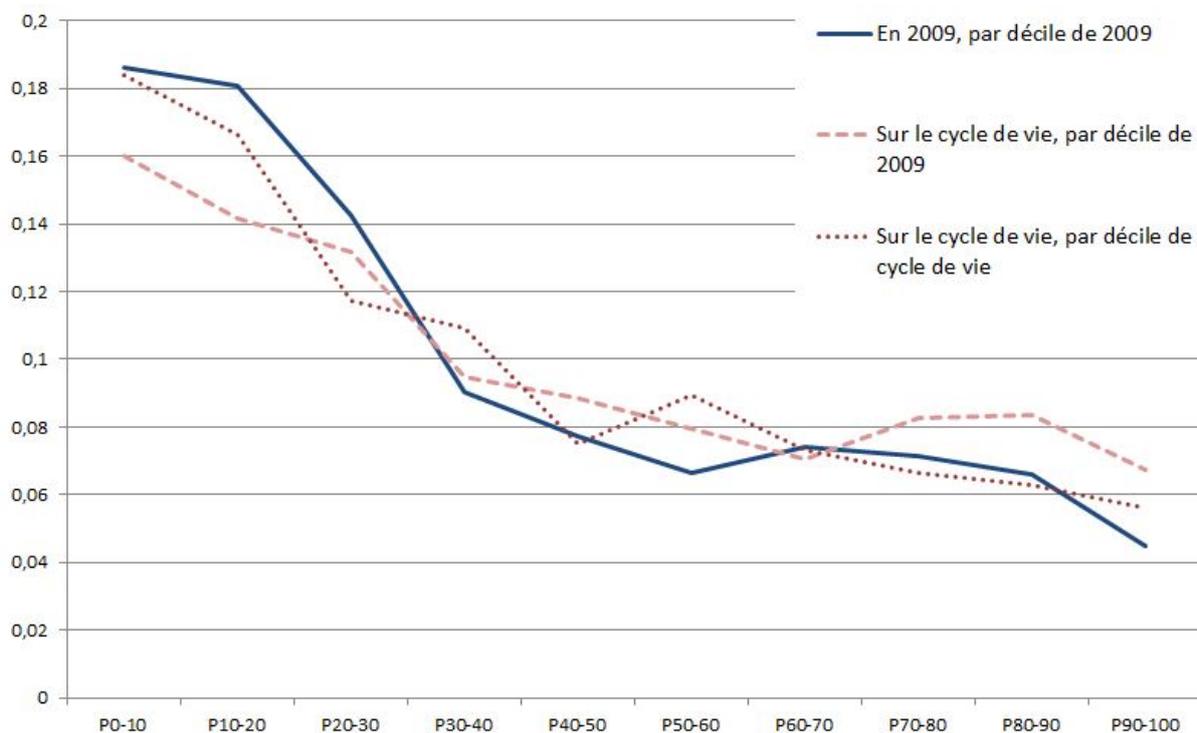
SOURCE : TAXipp-LIFE 0.0.

CHAMP : Sous-échantillon A (individus nés entre 1945 et 1958).

LECTURE : Les individus situés dans le premier décile de RFR de 2009 reçoivent 51,0 % des ressources distribuées au titre de l'ALF en 2009. Ces mêmes individus du premier décile de RFR de 2009 reçoivent 26,0 % des ressources distribuées au titre de l'ALF sur le cycle de vie.

Les individus situés dans le premier décile de RFR moyen de cycle de vie reçoivent quant à eux 33,6 % des ressources distribuées au titre de l'ALF sur le cycle de vie.

FIGURE 5.2 – Part des ressources distribuées au titre des allocations familiales

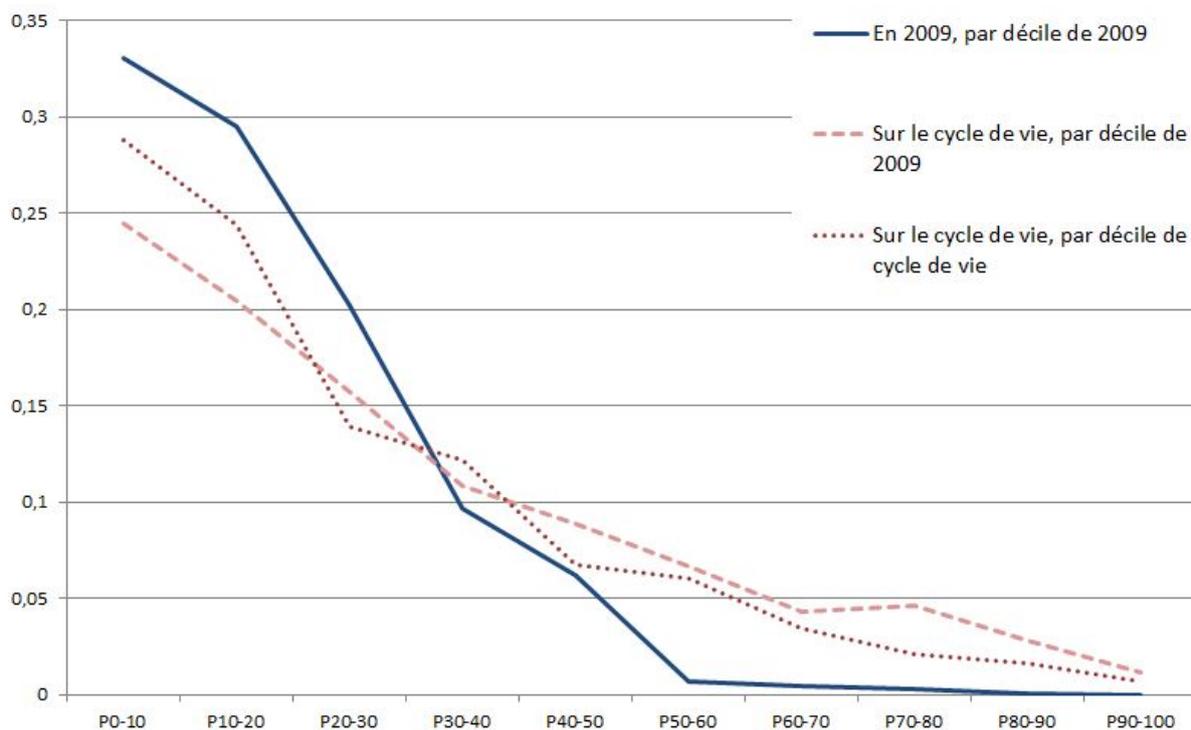


SOURCE : TAXiPP-LIFE 0.0.

CHAMP : Sous-échantillon A (individus nés entre 1945 et 1958).

LECTURE : Les individus situés dans le premier décile de RFR (rapporté au poids du ménage selon l'échelle d'équivalence OCDE) de 2009 reçoivent 18,6 % des ressources distribuées au titre des allocations familiales en 2009. Ces mêmes individus du premier décile de 2009 reçoivent 16,0 % des ressources distribuées au titre des allocations familiales sur le cycle de vie. Les individus situés dans le premier décile de RFR (rapporté au poids du ménage) moyen de cycle de vie reçoivent quant à eux 18,4 % des ressources distribuées au titre des allocations familiales sur le cycle de vie.

FIGURE 5.3 – Part des ressources distribuées au titre du complément familial

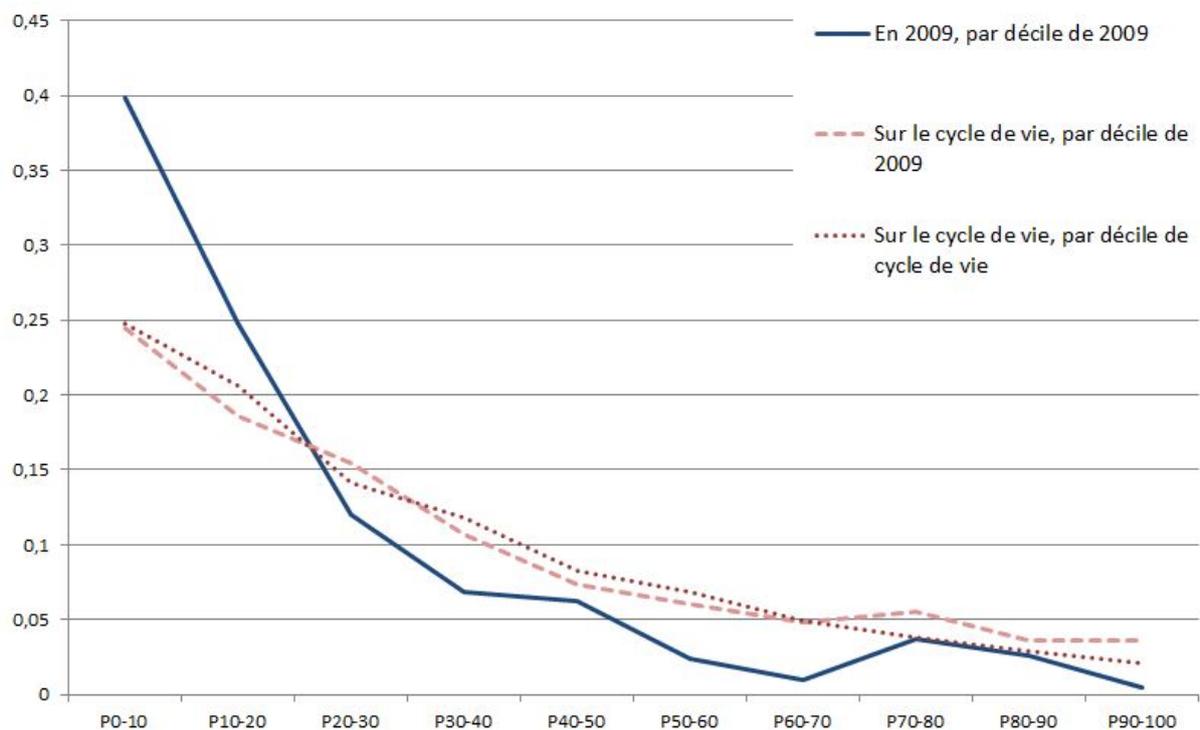


SOURCE : TAXiPP-LIFE 0.0.

CHAMP : Sous-échantillon A (individus nés entre 1945 et 1958).

LECTURE : Les individus situés dans le premier décile de RFR (rapporté au poids du ménage selon l'échelle d'équivalence OCDE) de 2009 reçoivent 33,0 % des ressources distribuées au titre du complément familial en 2009. Ces mêmes individus du premier décile de 2009 reçoivent 24,5 % des ressources distribuées au titre du complément familial sur le cycle de vie. Les individus situés dans le premier décile de RFR (rapporté au poids du ménage) moyen de cycle de vie reçoivent quant à eux 28,8 % des ressources distribuées au titre du complément familial sur le cycle de vie.

FIGURE 5.4 – Part des ressources distribuées au titre de la PAJE



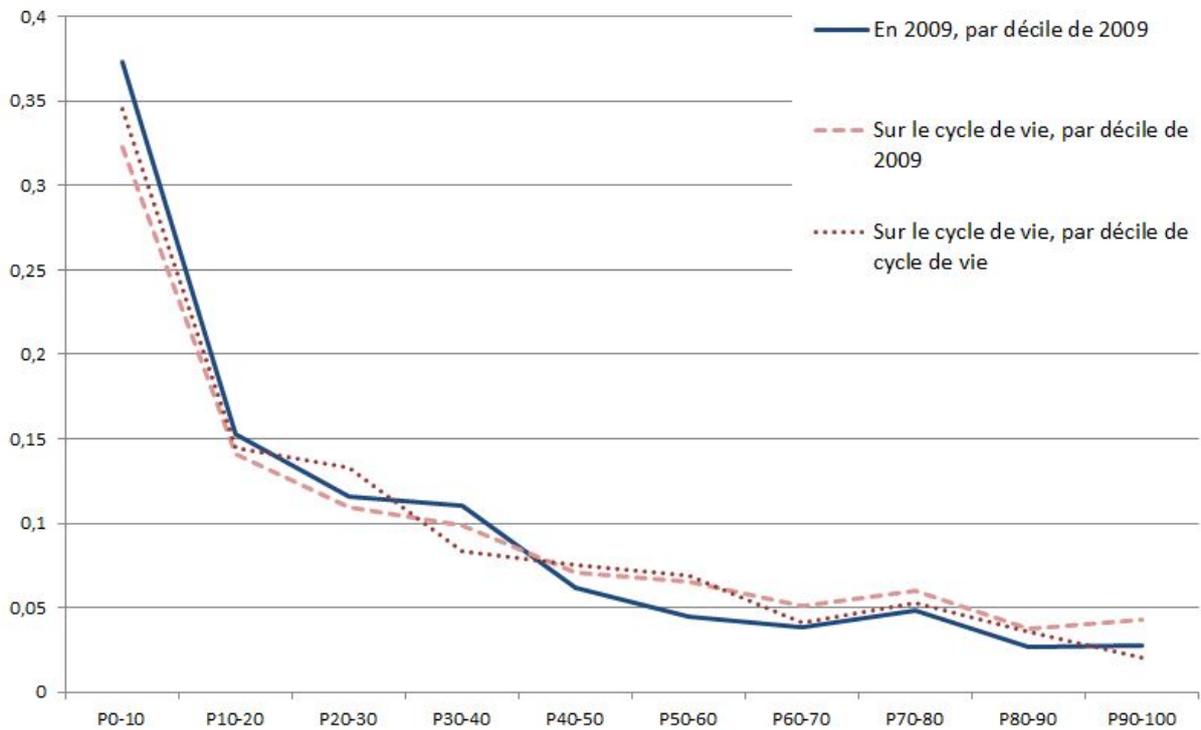
SOURCE : TAXiPP-LIFE 0.0.

CHAMP : Sous-échantillon A (individus nés entre 1945 et 1958).

LECTURE : Les individus situés dans le premier décile de RFR (rapporté au poids du ménage selon l'échelle d'équivalence OCDE) de 2009 reçoivent 39,9 % des ressources distribuées au titre de la PAJE en 2009. Ces mêmes individus du premier décile de 2009 reçoivent 24,5 % des ressources distribuées au titre de la PAJE sur le cycle de vie.

Les individus situés dans le premier décile de RFR (rapporté au poids du ménage) moyen de cycle de vie reçoivent quant à eux 24,8 % des ressources distribuées au titre de la PAJE sur le cycle de vie.

FIGURE 5.5 – Part des ressources distribuées au titre de l'ASF



SOURCE : TAXiPP-LIFE 0.0.

CHAMP : Sous-échantillon A (individus nés entre 1945 et 1958).

LECTURE : Les individus situés dans le premier décile de RFR (rapporté au poids du ménage selon l'échelle d'équivalence OCDE) de 2009 reçoivent 37,4 % des ressources distribuées au titre de l'ASF en 2009. Ces mêmes individus du premier décile de 2009 reçoivent 32,3 % des ressources distribuées au titre de l'ASF sur le cycle de vie.

Les individus situés dans le premier décile de RFR (rapporté au poids du ménage) moyen de cycle de vie reçoivent quant à eux 34,5 % des ressources distribuées au titre de l'ASF sur le cycle de vie.