

Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2012 / 06

**Disparités de montant de pension et redistribution
dans le système de retraite français**

Patrick AUBERT et Marion BACHELET

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

G 2012 / 06

Disparités de montant de pension et redistribution dans le système de retraite français

Patrick AUBERT et Marion BACHELET *

JUIN 2012

Les auteurs remercient Christophe ALBERT, Selma MAHFOUZ et Samia BENALLAH, ainsi que les participants au séminaire D3E du 2 avril 2012 et au séminaire « inégalités » du 24 mai 2012, pour leurs remarques et suggestions.

* Département des Études Économiques d'Ensemble - Division « Redistribution et Politiques Sociales »
Timbre G210 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX

Disparités de montant de pension et redistribution dans le système de retraite français

Résumé

Nous étudions, au moyen du modèle de microsimulation dynamique DESTINIE, la redistribution intragénérationnelle effectivement réalisée par le système de retraite français. L'analyse détaille plus précisément deux questions : en quoi le système de retraite modifie-t-il la distribution des pensions par rapport à celle des salaires cumulés au cours de la carrière ? Les dispositifs de redistribution profitent-ils bien aux catégories ciblées ?

Les résultats confirment l'idée que le système de retraite est plutôt redistributif, au sens où les montants de pension (tous régimes confondus) sont moins dispersés que les cumuls de salaires sur toute la carrière. L'atténuation des écarts se fait surtout dans le bas de la distribution. Les pensions des femmes sont par ailleurs plus dispersées que celles des hommes, mais dans une proportion nettement moindre que ne le sont les cumuls de salaire sur toute la carrière. Les femmes, parce qu'elles ont à la fois des salaires plus faibles et des carrières plus courtes que les hommes, bénéficient en effet davantage des dispositifs correcteurs prévus par le système de retraite, parmi lesquels certains visent spécifiquement les mères. Les dispositifs qui contribuent le plus à la réduction des disparités de montant de retraite sont les minima de pension, ainsi que les dispositifs de durée (validation de trimestres assimilés pour chômage, invalidité, etc. ; majoration de durée d'assurance pour enfants ; assurance vieillesse des parents au foyer). La montée en charge, depuis les années 1970, de ces dispositifs a conduit à réduire les disparités de montant de pension entre retraités au cours du temps.

Mots-clés : retraite ; redistribution ; microsimulation

Pension Inequalities and Redistribution within the French Public Pension System

Abstract

In this study, we quantify the amount of redistribution that is performed by the French public pension system, using Insee's dynamic microsimulation model DESTINIE. We more precisely focus on two issues: to what extent does the pension system reduce variability within the distribution of pensions compared to the variability within the distribution of wages ? do redistribution mechanisms really benefit to lower income individuals ?

Our results show that pension inequalities are much lower than wage inequalities, which strengthen the idea that the French pension system indeed performs a large amount of redistribution. The decrease in variability mainly concerns the lower part of the distributions of pensions and wages. Besides, women benefit from redistribution more than men: this stems both from their lower pensions on average (due to their lower wages and shorter career) and from the existence of some redistribution mechanisms that target mothers.

Most redistribution tools have been implemented in the pension system during the 1970s. This has resulted in an increase of the system's capacity to reduce inequalities among pensioners, up to the cohorts that are going into retirement nowadays.

Keywords: pension systems ; redistribution ; microsimulation

Classification JEL : H55 ; J26

Sommaire

I - Système de retraite et redistribution :	
une analyse empirique par microsimulation	5
<i>I.1 Une analyse des montants de pension</i>	<i>6</i>
<i>I.2 L'analyse par microsimulation</i>	<i>6</i>
II - Deux questions normatives : la mesure de la redistribution	
et l'hypothèse d'âge de départ à la retraite	9
<i>II.1 Le choix des indicateurs</i>	<i>9</i>
<i>II.2 Le choix de l'âge de départ à la retraite</i>	<i>11</i>
III - Les disparités de pension par génération :	
contributivité et redistribution	14
<i>III.1 Comparaison des distributions de pensions et de salaires</i>	<i>14</i>
<i>III.2 Qui bénéficie de la redistribution ?</i>	<i>17</i>
IV - Les mécanismes de redistribution :	
dispositifs explicites et implicites	20
<i>IV.1 Un rappel des divers dispositifs</i>	<i>20</i>
<i>IV.2 Contribution des divers mécanismes</i>	<i>24</i>
Bibliographie	28
Annexe 1 : Réimputation des salaires dans le modèle Destinie	30
Annexe 2 : Sensibilité de l'impact estimé des divers dispositifs	
de redistribution à l'ordre choisi	38

I - Système de retraite et redistribution : une analyse empirique par microsimulation

Le système de retraite français ne se réduit pas à un système d'épargne, qui se contenterait d'appliquer une proportionnalité stricte entre le montant cumulé des cotisations et les prestations de retraite. Il joue à l'inverse un rôle redistributif, mentionné explicitement parmi ses finalités par une référence à la « solidarité intragénérationnelle »¹. Le système de retraite prévoit pour cela un certain nombre de dispositifs correcteurs, qui contribuent à réduire les inégalités de revenus entre retraités.

Il ne s'agit pas pour autant de réaliser une redistribution verticale – au sens d'un transfert des retraités à revenus élevés vers les retraités à plus bas revenus – ou du moins pas d'une manière directe, c'est-à-dire pas par des dispositifs directement liés au niveau de revenu. Dans une logique d'assurance sociale, certains dispositifs correcteurs prévus par le système de retraite français sont en effet plutôt conçus de manière à compenser divers « accidents » de carrière, tels que périodes de chômage, temps partiel subi, diminution temporaire des revenus d'activité, interruption de carrière pour élever ses enfants, maladie, invalidité, etc.² Parallèlement, d'autres dispositifs visent à opérer une redistribution « horizontale », entre affiliés sans enfants et affiliés avec enfants³. Qu'ils procèdent de la première logique ou de la seconde, les dispositifs peuvent passer par des majorations du montant de pension, mais aussi par la prise en compte de certaines périodes de non-emploi involontaire dans la durée d'assurance comptant pour la retraite, ou bien, de manière un peu plus complexe, par des non-linéarités ou « filtres » directement inclus dans les formules de calcul des montants de pension. Les dispositifs de solidarité constituent une composante importante du système de retraite, au moins quantitativement : ils représenteraient, dans leur ensemble, environ un cinquième de la masse des droits propres de retraite (COR, 2010).

Même si ce n'est pas de manière directe, ces dispositifs peuvent toutefois bel et bien jouer un rôle de redistribution verticale, dans la mesure où les principaux accidents de carrière, tels que le chômage, touchent davantage les moins favorisés. Il est donc pertinent de s'intéresser, dans une optique d'analyse des inégalités, à la redistribution verticale opérée par le système de retraite français. Comme on l'a vu, ce questionnement n'est pas uniquement conceptuel et ne se réduit pas à l'analyse de propriétés « en soi » du système : la problématique est au contraire en grande partie empirique, puisque la redistribution verticale effectivement réalisée dépend des caractéristiques des carrières individuelles tout autant que des modalités et des paramètres de la réglementation. Le besoin d'une approche empirique est d'autant plus fort que tous les mécanismes ne jouent pas forcément dans un sens de redistribution verticale, si bien que l'impact cumulé peut être ambigu : si les accidents de carrière sont a priori plus fréquents parmi les bas revenus, et donc que leur correction sera plutôt redistributive, certaines règles favorisent aussi les personnes à carrière complète par rapport aux personnes à carrières courtes, parmi lesquelles les plus défavorisés sont très nettement surreprésentés (Aubert et Duc, 2011). Seule la prise en compte complète de la diversité des caractéristiques des carrières permet donc de quantifier l'impact agrégé. C'est pour cette raison que la problématique de la redistribution verticale sera ici étudiée dans une optique empirique, au moyen du modèle de microsimulation Destinie de l'Insee.

¹ Cf. Code de la Sécurité sociale, article L161-17-A.

² Cette qualification des dispositifs correcteurs des accidents de carrière comme des mécanismes « d'assurance » correspond à la vision d'une assurance contractée « derrière le voile d'ignorance » rawlsien, c'est-à-dire d'un point de vue formel situé avant que les individus connaissent la position qu'ils occuperont dans la société et le déroulé de leur carrière (Blanchet, 1996).

³ Notons que dans certains cas (interruption de carrière pour élever ses enfants) la frontière entre les deux logiques de correction des accidents de carrière et de redistribution horizontale vers les affiliés ayant eu des enfants peut être jugée très ténue.

1.1 Une analyse des montants de pension

Il faut rappeler dès à présent que cette problématique de la redistribution verticale opérée par le système de retraite contient une forte composante normative. En outre, elle couvre des dimensions très variées, qui ne peuvent toutes être explorées dans le cadre d'une seule étude.

En particulier, la thématique de la retraite est par construction de nature dynamique. Une analyse exhaustive des prestations nécessiterait donc de prendre en compte les deux dimensions longitudinales et transversales, soit en s'intéressant séparément à plusieurs indicateurs (montant des pensions à une date donnée et durée passée à la retraite, par exemple), soit au moyen d'indicateurs synthétisant ces deux dimensions (cumul des prestations sur le cycle de vie, délai de récupération, taux de rendement interne⁴, ...)

Dans ce document de travail, on privilégie la dimension transversale, en s'intéressant uniquement au niveau des pensions en coupe. Bien sûr, cela ne préjuge pas de l'importance des questions dynamiques, notamment celle des disparités de durée passée à la retraite – elles-mêmes liées aux disparités d'âge de départ à la retraite et d'âge au décès – qui font l'objet d'autres travaux actuellement en cours à l'Insee⁵.

Par ailleurs, l'analyse porte ici sur les seuls droits directs de retraite, et n'inclut pas les droits dérivés (pensions de réversion) ni les minima sociaux (minimum vieillesse).

1.2 L'analyse par microsimulation

Les résultats présentés dans cette étude sont issus du modèle Destinie 2 de l'Insee (cf. encadré 1). Il s'agit d'un modèle de microsimulation, c'est-à-dire qu'il simule les trajectoires d'un nombre important d'individus, représentatifs de la structure de la population française. En particulier, Destinie 2 simule les revenus d'activité au cours de chaque année de la carrière et les montants de retraite de ces individus, ce qui permet donc d'estimer les distributions afférentes, nécessaires pour mesurer l'ampleur des redistributions opérées par le système de retraite.

Le recours à la microsimulation permet d'étudier les propriétés du système de retraite non seulement pour les générations déjà parties à la retraite, mais aussi pour celles qui partiront au cours des 40 prochaines années ; il permet par ailleurs de décomposer les diverses contributions à la redistribution, propres à chaque dispositif. Au-delà de ces atouts indéniables, le modèle présente des limites, qui tiennent notamment à certaines hypothèses et à certaines simplifications qu'il est nécessaire de faire pour simuler ces trajectoires. Dans les résultats présentés dans ce document de travail, il sera donc plus pertinent de s'intéresser et d'interpréter les ordres de grandeur, plutôt que les résultats chiffrés proprement dits.

⁴ C'est par exemple l'indicateur retenu par Walraet et Vincent (2003), pour une analyse portant sur la législation des retraites antérieure à 2003. Glénat et Gleizes (2004) analysent par ailleurs les taux de rendement interne, délai de récupération et taux de récupération, pour une étude centrée sur le régime général.

⁵ Le conseil d'orientation des retraites (COR) a par ailleurs réalisé de nombreux travaux sur les aspects redistributifs du système de retraite notamment, pour les plus récents, lors de sa séance du 13 mai 2009 (SG COR, 2009) et dans le cadre de son septième rapport (COR, 2010).

Encadré 1 : Présentation du modèle Destinie 2 et champ de l'analyse

Le modèle Destinie (modèle Démographique Économique et Social de Trajectoires INDIVIDUELLES simulées) est un modèle de microsimulation dynamique développé et géré par l'Insee, dont l'objectif principal est la projection à long terme des retraites. Il a déjà été mobilisé, depuis le milieu des années 1990, pour un grand nombre d'analyses publiées par l'Insee, soit dans la première version du modèle, soit dans sa nouvelle version (« Destinie 2 ») développée dans la seconde moitié des années 2000 (Blanchet *et al.*, 2011).

L'approche consiste à simuler le devenir d'un ensemble de personnes constituant un échantillon représentatif de la population française. Cet échantillon est issu, dans le cas de Destinie, des données de l'enquête Patrimoine de l'Insee ; son champ est celui des personnes résidentes en France, vivantes en 2003 ou nées après cette date. Les principaux régimes de retraite français sont modélisés : régime général (regroupant tous les salariés du secteur privé et les contractuels du secteur public), régimes complémentaires Agirc et Arrco, régime de la fonction publique (regroupant tous les fonctionnaires), régime d'indépendant (modélisé comme le régime de base du RSI⁶). L'outil modélise, pour toutes les personnes, un ensemble d'événements démographiques (décès, migrations, naissances, mises en couple et séparations) et professionnels (transition entre périodes d'activité et d'inactivité, transitions entre statuts d'emploi, évolution du salaire) ainsi que les décisions individuelles de départ à la retraite, et il calcule le montant des pensions en appliquant les barèmes prévus par la réglementation.

Le modèle Destinie fait fréquemment l'objet d'améliorations, induisant de légers changements entre les différentes versions utilisées. Cela a été le cas depuis la dernière publication de l'Insee mobilisant le modèle (cf. Blanchet *et al.*, 2011). Une description exhaustive de tous les changements serait ici trop longue, mais on peut en mentionner les principaux : modélisation plus fine des départs à la retraite (modélisation de l'âge de liquidation au mois près, possibilité de liquider ses droits en deux temps pour les polyaffiliés public-privé) et prise en compte de certaines spécificités de la législation qui n'avaient pas encore été intégrées au modèle (modélisation des points gratuits pour chômage à l'Agirc et à l'Arrco, possibilité de retraite anticipée pour les mères de trois enfants dans la fonction publique, modélisation du minimum contributif dans le régime d'indépendants, écartement du minimum contributif selon une condition de pension tous régimes à partir de 2012,...)

L'analyse quantitative développée dans ce document de travail au moyen de Destinie peut être considérée comme « sur données réelles », au sens où la microsimulation se fonde sur les données observées dans une enquête en population générale pour un échantillon représentatif de la population française. Néanmoins, elles ne sont que « partiellement réelles », parce que les informations fournies par les répondants à l'enquête sont moins complètes et moins précises que celles véritablement utilisées par les régimes pour le calcul des montants de pension (ou par rapport à des données issues des fichiers de gestion des régimes de retraite, telles celles de l'échantillon interrégimes de cotisants – EIC – de la Drees), mais aussi parce que les données sont, de par la nature même de la microsimulation, en partie simulées, et dépendent donc des hypothèses de la modélisation.

Cette caractéristique constitue la principale limite des résultats présentés ici, et doit donc être conservée en mémoire. En particulier, l'analyse est ici partielle puisque Destinie ne modélise que les principaux régimes de retraite, et non la totalité du système de retraite français. Le principal régime non modélisé est la Mutualité Sociale Agricole, ce qui peut avoir un impact sur une analyse de la redistribution, vu l'importance de ses effectifs et vu ses spécificités. Pour cette raison, le champ de l'analyse sera restreint aux seuls retraités anciens salariés, en excluant les retraités ayant effectué des périodes d'emploi non salarié.

Par ailleurs, les revenus salariaux et revenus d'activité des personnes ne sont pas renseignés dans l'enquête Patrimoine : ils sont donc simulés en totalité dans Destinie. Les hypothèses de simulation ont été entièrement revues pour cette étude, de manière à respecter au mieux les disparités observées. La modélisation se fonde sur l'estimation d'une partie déterministe, fonction des caractéristiques des personnes à chaque âge, à laquelle s'ajoutent pour chaque personne un effet fixe individuel et des effets annuels aléatoires. Les équations définissant la partie déterministe prennent en compte le sexe, le statut d'emploi (public, privé, indépendant), l'expérience (à la fois l'expérience dans l'emploi – depuis

⁶ Régime Social des Indépendants, qui gère les prestations d'assurance vieillesse des artisans et commerçants. Dans sa version actuelle, Destinie estime les pensions des indépendants comme s'ils étaient tous affiliés au RSI, même pour les agriculteurs et les professions libérales, normalement affiliés à la MSA non-salariés et à la CNAVPL respectivement.

la première année de carrière – et l'expérience dans le statut – depuis la dernière transition observée sur le marché du travail entre statuts d'emploi ou entre non-emploi et emploi) et l'âge de fin d'études⁷. La variance des effets aléatoires dépend par ailleurs elle aussi du statut, du sexe, de l'âge de fin d'études et de l'expérience. Les paramètres des équations ont été estimés à partir des données de l'échantillon interrégimes de cotisants (EIC) de 2005, sur le sous-champ des individus échantillonnés dans l'échantillon démographique permanent (EDP) (cf. annexe 1 pour une présentation détaillée). Ces nouvelles estimations visent à retracer au mieux, dans les carrières salariales simulées, la variabilité des revenus de l'emploi observée dans la réalité. Malgré ces efforts, l'imputation semble conduire à sous-estimer le poids réel des faibles revenus salariaux, ce qui se traduit par des montants de pension simulés un peu plus élevés, et une proportion de retraités concernés par les minima de pension un peu plus faible, que dans la réalité. Le pas annuel du modèle pourrait notamment contribuer à cette sous-estimation des faibles revenus salariaux⁸.

Enfin, certains dispositifs ne sont, à ce jour, pas simulés dans le modèle Destinie, et donc pas pris en compte dans l'approche par microsimulation présentée ici. C'est le cas des périodes assimilées de maladie et d'invalidité au cours de la carrière, ainsi que des périodes d'emploi à temps partiel dans la fonction publique.

À l'inverse, la microsimulation présente des avantages indubitables par rapport à une analyse sur données entièrement réelles⁹, qui seront mis à contribution dans ce document. Elle permet d'analyser les résultats en projection, sur des générations qui ne sont pas encore entièrement parties à la retraite : en particulier, elle nous permettra d'étudier ici la redistribution verticale opérée par le système de retraite après la pleine montée en charge de la réforme des retraites de 2010, c'est-à-dire sur les générations nées après 1955. Elle permet par ailleurs de quantifier la contribution des divers dispositifs au résultat global, par simulation des montants de pension après neutralisation un à un des divers dispositifs. Finalement, des analyses sur données microsimulées ou sur données entièrement réelles se complètent plutôt qu'elles ne s'opposent, et la réplication de la méthodologie utilisée ici sur des données administratives issues des régimes de retraite constituerait un prolongement intéressant.

La suite de ce document de travail est organisée de la manière suivante. La partie qui suit détaille deux questions normatives : celle des indicateurs quantitatifs retenus pour approcher le degré de redistribution verticale et celle de l'âge de départ à la retraite – dont dépend le montant de pension. La troisième partie présente les résultats pour diverses générations. Enfin, la dernière partie s'intéresse aux mécanismes de redistribution, et décompose la contribution propre des divers dispositifs explicites et implicites inclus dans la réglementation.

⁷ On introduit dans l'équation les variables à la fois de manière isolée et de manière croisée entre elles. Pour les variables d'expérience, on considère par ailleurs une forme polynômiale (expérience et expérience au carré), ainsi que des indicatrices pour les faibles valeurs.

⁸ Le pas annuel signifie qu'un seul état sur le marché du travail est considéré pour chaque année. Le revenu salarial annuel simulé correspond alors à celui de la durée moyenne travaillée dans une année en cas d'emploi, ou à 0 en cas de non-emploi. Or les personnes transitant fréquemment entre ces deux états ne travaillent souvent que pendant une partie de l'année, dans une proportion qui varie fortement d'une année sur l'autre, et qui peut prendre toutes les valeurs possibles entre 0 et 100 % de l'année.

⁹ Notons par ailleurs que, à ce jour, aucune source de données ne contient toutes les informations nécessaires pour mener à bien l'analyse développée ici. L'échantillon interrégimes de cotisants (EIC), qui serait la meilleure source de référence a priori, ne contient pas, en effet, une information exhaustive sur les revenus d'activité : ceux-ci sont manquants pour certains régimes de retraite ou pour certaines années très anciennes. Même avec cette source, les salaires devraient donc être partiellement simulés pour disposer de l'exhaustivité de l'information.

II - Deux questions normatives : la mesure de la redistribution et l'hypothèse d'âge de départ à la retraite

Comme on l'a déjà signalé, la thématique de la redistribution effectuée par le système de retraite est, en partie au moins, normative : il n'existe pas une manière unique d'aborder la question, et certaines hypothèses doivent donc être précisées concernant l'approche retenue. Contrairement à une analyse de la redistribution dans un cadre statique, où l'on compare, généralement, un revenu « primaire » avant redistribution au revenu « disponible » après redistribution (c'est-à-dire le revenu primaire diminué des impôts et cotisations sociales et augmenté des éventuelles prestations), la difficulté vient ici de la nature dynamique du système de retraite, et plus précisément du fait que les revenus primaires sur lesquels sont prélevées les cotisations ne sont pas perçus au même moment que les prestations de retraite auxquelles elles donnent droit.

II.1 Le choix des indicateurs

Nous nous plaçons dans la lignée des travaux du secrétariat général du COR (2009), qui a déjà consacré une réflexion théorique aux notions de contributivité et de redistribution¹⁰, ainsi qu'aux indicateurs qui peuvent être retenus pour quantifier ces deux dernières : taux de récupération, taux de rendement interne, taux d'annuité, etc. À cet égard, le choix que nous avons fait de nous intéresser aux niveaux des pensions en coupe, hors toute considération sur leur durée de perception, contraint fortement le choix de nos indicateurs.

On développera deux approches complémentaires :

- Dans un premier temps, on comparera les distributions, pour une même génération, de plusieurs indicateurs de salaire ou revenu d'activité, d'une part, et de montant de pension, d'autre part. Avec cette approche, le système de retraite sera d'autant plus redistributif que, pour une génération donnée, la dispersion des pensions sera faible relativement à celle des revenus d'activité (au sens des indicateurs classiques de dispersion, tels qu'écart interquartiles ou interdéciles, etc.).
- Dans un second temps, on calculera au niveau individuel un indicateur quantifiant l'écart à une situation d'absence de redistribution, et on étudiera la dispersion de cet indicateur selon le revenu ou le niveau de vie des retraités. Le signe de cet indicateur d'écart permettra de savoir si les personnes bénéficient de la redistribution, ou au contraire y contribuent. Si l'écart est positif pour les personnes à faible revenu et négatif pour les personnes à hauts revenus, le système sera jugé redistributif.

Cet indicateur sera défini comme la différence entre le taux d'annuité pour un individu et le taux moyen pour la génération à laquelle appartient cet individu. Le « taux d'annuité » est lui-même défini ici comme le rapport de la pension (brute) au moment de la liquidation des droits sur la somme des salaires et revenus d'activité (bruts) perçus au cours de la carrière, chacune de ces variables étant normalisée par le salaire moyen par tête au cours de l'année correspondante.

¹⁰ Bien que la redistribution soit souvent assimilée, par raccourci, à l'écart à une contributivité totale du système, les deux notions ne doivent pas être confondues : la contributivité correspond à un lien de proportionnalité entre contributions (cumul des cotisations prélevées sur les salaires et revenus d'activité) et prestations (pensions de retraite versées au cours du temps), alors que la redistribution – ou l'absence de redistribution – doit plutôt être définie en comparant cumul des salaires et prestations. Si les taux de cotisations ne sont pas constants, comme c'est le cas du fait des évolutions au cours du temps et des différences entre régimes, contributivité totale et absence de redistribution ne sont pas forcément synonymes.

$$\Delta TA_i = \frac{\left(\frac{P_i}{SMPT_{liq(i)}} \right)}{\sum_t S_{i,t} / SMPT_t} - \frac{\left(\frac{\sum_{j \in gen(i)} \left(\frac{P_j}{SMPT_{liq(j)}} \right)}{\sum_{j \in gen(i)} \left(\sum_u S_{j,u} / SMPT_u \right)} \right)}{\quad} \quad (1)$$

où P_i désigne la pension annuelle brute tous régimes de l'individu i , perçue au cours de l'année de liquidation de tous les droits à la retraite¹¹ $liq(i)$, $S_{i,t}$ son revenu salarial ou d'activité brut perçu au cours de l'année t , $SMPT_t$ le salaire brut moyen par tête de cette année t , et $gen(i)$ la génération à laquelle appartient l'individu i .

Le calcul d'un taux d'annuité – pour lequel il n'existe pas de définition unique – nécessite la définition d'un taux d'actualisation, problème délicat. Le choix, dans la formule ci-dessus, de normaliser toutes les grandeurs monétaires (pensions et salaires) par le salaire moyen par tête de l'année courante revient à retenir l'évolution de ce salaire comme taux d'actualisation. En d'autres termes, on fait l'hypothèse que cette évolution, qui en première approximation correspond aux gains de productivité apparente du travail, constitue le rendement implicite du système de retraite. D'un point de vue formel, le calcul de la formule (1) revient à mesurer l'écart de taux d'annuité entre le système actuel et un système de retraite « contrefactuel », qui correspondrait à un régime unique en points dont le taux de cotisation serait constant dans le temps et dont les paramètres (valeur d'achat et valeur de service du point) seraient revalorisés comme le SMPT.

Par ailleurs, « l'absence de redistribution », définie ici par la situation où tous les individus se verraient appliquer le taux d'annuité moyen, est *relative*, puisque ce taux moyen est calculé au sein de la génération étudiée ; ce dernier peut donc différer du taux moyen pour d'autres générations. En d'autres termes, il peut exister une redistribution entre les générations (redistribution « inter »), mais celle-ci est répartie dans les mêmes proportions au sein de la génération étudiée (absence de redistribution « intra »). L'hypothèse se distingue donc de ce qu'aurait été une absence de redistribution dans l'absolu, pour laquelle le taux d'annuité appliqué à tous les individus serait calculé, non pas à partir du taux moyen observé, mais en estimant le taux qui égalise masse des contributions et masse des prestations pour la génération¹².

L'indicateur d'écart à la situation d'absence de redistribution intragénérationnelle étant constitué, il reste à définir un critère de segmentation de la population, qui permette de déterminer qui sont les retraités « à bas revenus » et « à hauts revenus ». Là encore, il n'existe pas d'indicateur unique : une même personne peut percevoir des salaires faibles en début de carrière et élevés en fin de carrière, ou bien percevoir des salaires toujours élevés mais avec des interruptions d'emploi fréquentes, c'est-à-dire sur une période relativement courte. En l'absence d'un tel indicateur unique, on retiendra trois manières de segmenter la population et on testera la robustesse des résultats à l'utilisation de l'un ou l'autre des indicateurs :

- ventilation selon les déciles de cumul des revenus salariaux au cours de la carrière : cet indicateur a l'avantage de synthétiser les deux dimensions de salaire moyen et de durée d'emploi ;

¹¹ Pour les polyaffiliés public-privé dont l'âge d'ouverture des droits dans le régime du public intervient plus tôt que dans ceux du privé, Destinie permet de modéliser une liquidation des droits en deux temps. L'année de liquidation considérée ici est l'année où la totalité des droits à retraite sont liquidés ; elle peut être plus tardive que l'année de première liquidation d'un droit (ou « primoliquidation »).

¹² Cette remarque vaut aussi pour la restriction de champ, réalisée dans ce document de travail, aux personnes qui n'ont été que salariées au cours de leur carrière (cf. encadré 1). En toute rigueur, l'absence de redistribution « intra » doit s'interpréter comme au sein de la génération *et de la catégorie des seuls anciens salariés*.

- ventilation selon les déciles de revenu salarial moyen au cours de la carrière : cet indicateur permet, par comparaison au précédent, de neutraliser les différences de durée de carrière entre individus ;
- ventilation selon les déciles de salaire annuel médian entre 40 et 55 ans : cet indicateur correspond à un « salaire de milieu de carrière », et présente l'avantage d'être robuste à l'existence d'éventuels salaires atypiques en début ou fin de carrière (cf. Aubert et Duc, 2011).

II.2 Le choix de l'âge de départ à la retraite

Le système de retraite français ne détermine pas un âge de la retraite obligatoire pour tous, il laisse au contraire une certaine liberté de choix¹³ au-delà d'un âge minimal. En contrepartie, le montant de pension varie selon l'âge de liquidation. Or, si l'on s'intéresse aux caractéristiques du système de retraite, on ne veut pas, a priori, tirer de conclusions de ce qui ne résulte que des choix personnels. Autrement dit, le fait que tel individu choisisse de partir à la retraite plus tard que tel autre aura des conséquences sur les écarts de pension constatés, mais on ne souhaite pas ici interpréter ces écarts comme relevant d'une « propriété redistributive » du système. Ainsi, dans notre approche, la question de l'âge à considérer pour le calcul des droits de chaque individu se pose : cet âge détermine en partie le montant de la pension, et donc le diagnostic final sur l'ampleur de la redistribution.

Même si l'âge de départ à la retraite n'est pas imposé dans le système français, toute dimension normative concernant l'âge n'est pas exclue, puisque la réglementation définit et caractérise certains âges « pivots ». En particulier, l'âge « du taux plein » correspond au premier âge à partir duquel une personne peut liquider ses droits à retraite au taux plein, c'est-à-dire sans décote (ou minoration de pension)¹⁴ : il dépend, depuis la réforme des retraites de 1983, d'une double condition de durée validée et d'âge ; il varie donc d'un individu à l'autre, en fonction de sa carrière. D'autres âges pivots sont considérés dans le système français : l'âge minimal d'ouverture des droits (60 ans avant la réforme de 2010, sauf exceptions), qui définit le premier âge auquel il est possible de liquider ses droits à retraite – éventuellement avec une décote, et l'âge d'annulation de la décote (65 ans avant la réforme de 2010), après lequel la pension n'est jamais minorée par la décote, quelle que soit la durée de carrière.

Dans ce qui suit, on s'intéressera aux montants de pension calculés, pour chaque individu, sous l'hypothèse d'un départ au taux plein (sans surcote), considérant que cela correspond au niveau de pension « normatif » du système de retraite. Implicitement, cela signifie que nous considérerons toute déviation entre l'âge du taux plein et l'âge réel de liquidation comme un choix personnel, dont les conséquences en termes de montant de pension ne relèvent pas de mécanismes redistributifs ou anti-redistributifs du système de retraite.

Cette hypothèse peut bien sûr paraître forte : le système de retraite réalise une redistribution pas seulement en jouant sur le montant de pension à l'âge de liquidation donné, mais également en rendant les conséquences d'une anticipation ou d'un report du départ à la retraite plus ou moins pénalisant d'une personne à l'autre. Cette propriété résulte des barèmes de la décote et de la surcote, qui ne sont pas paramétrés de manière à rendre le choix de l'âge de liquidation totalement indifférent pour les individus (Briard et Mahfouz,

¹³ Toutefois, les personnes restent en partie contraintes, en particulier, par leur situation : jusqu'à 2009, les employeurs pouvaient contraindre leurs salariés, disposant d'une durée validée suffisante pour liquider leurs droits à taux plein, à prendre leur retraite (dispositif de « mise à la retraite d'office »). Cela n'est désormais plus possible avant 70 ans, mais il n'en reste pas moins que la possibilité pour un salarié de choisir s'il part à la retraite ou non est fortement contrainte par le fait qu'il ait encore un emploi ou non, ainsi que par les revenus dont il peut disposer.

¹⁴ Depuis 2003, cet âge définit aussi le moment à partir duquel est calculée la durée de surcote (ou majoration de pension). La terminologie utilisée (« décote », « surcote », taux « plein ») laisse entendre que l'âge du taux plein correspond bien à l'âge « normal » d'un départ à la retraite.

2011). Par ailleurs, certains dispositifs de redistribution jouent essentiellement sur l'âge de liquidation des droits : la redistribution opérée consiste à permettre à certaines catégories d'anticiper leur départ à la retraite, sans effet spécifique sur le montant de la pension. C'est le cas, notamment, du dispositif de départ anticipé pour carrière longue, mis en place en 2003.

Par construction, l'effet de tels dispositifs ou l'effet des barèmes ne peuvent pas être étudiés dans le cadre d'une approche statique des montants de pension, telle que celle développée ici : l'analyse de leur impact redistributif n'a véritablement de sens que dans un cadre dynamique, prenant en compte la durée passée à la retraite. Pour cette raison, l'analyse de tels dispositifs dépasse le cadre de cette étude et ne sera pas développée ici (cf. encadré 2). En outre, jusqu'à récemment au moins, une grande partie des départs à la retraite ont eu lieu à l'âge du taux plein (Aubert, 2012). L'impact du choix de l'âge de liquidation sur le diagnostic est donc vraisemblablement de second ordre.

Encadré 2 : Comment prendre en compte la durée de vie à la retraite ?

Si le présent document de travail laisse volontairement de côté la dimension de durée passée à la retraite dans l'analyse de la redistribution verticale réalisée par le système de retraite, on peut néanmoins, dans cet encadré, en rappeler les problématiques, ainsi que quelques résultats déjà établis dans la littérature.

Le système de retraite vise à mutualiser le risque viager : par construction, il redistribue donc des personnes qui meurent tôt vers celles qui meurent tard. Considérer les écarts de durée à la retraite entre personnes peut être vu comme une remise en cause de cet objectif de mutualisation et, à l'extrême, on pourrait donc considérer que c'est contradictoire avec les objectifs fondamentaux du système de retraite. Ces objectifs, tels que formulés dans le code de la Sécurité sociale, ne mentionnent d'ailleurs pas explicitement la durée passée à la retraite. Ils se réfèrent à l'inverse au niveau de vie, tendant de ce fait à mettre plutôt les pensions (en coupe) au centre des finalités : « *Le système de retraite par répartition poursuit les objectifs de maintien d'un niveau de vie satisfaisant des retraités, de lisibilité, de transparence, d'équité intergénérationnelle, de solidarité intragénérationnelle, de pérennité financière, de progression du taux d'emploi des personnes de plus de cinquante-cinq ans et de réduction des écarts de pension entre les hommes et les femmes.* »¹⁵

Deux logiques conduisent néanmoins à relativiser cette vision « extrême » et justifient de prendre en compte la durée passée à la retraite. La première renvoie à un autre passage de l'article déjà mentionné ci-dessus et définissant les objectifs du système de retraite : « Tout retraité a droit à une pension en rapport avec les revenus qu'il a tirés de son activité ». Cette assertion peut être vue comme une précaution pour ne pas trop s'éloigner d'un système contributif. Elle est renforcée par la référence, parmi les objectifs, à « l'équité intergénérationnelle », implicitement opposée à la « solidarité intragénérationnelle », ce qui pourrait laisser penser que les redistributions ne doivent s'opérer qu'entre personnes d'une même génération et donc, en creux, que le système doit assurer des rendements moyens similaires pour chaque génération. Les deux références renvoient ainsi à des problèmes de *rendement* du système de retraite, ce qui amène naturellement à considérer la durée de perception des allocations.

La seconde logique relèverait d'un objectif, réel bien que non explicitement affiché, de « droit au repos » correspondant à la période de retraite. Dans ce cadre, la durée de retraite serait en soi l'une des finalités du système de retraite, et des disparités trop fortes entre individus ne seraient pas souhaitables. Plusieurs dispositions introduites depuis la fin des années 1970 dans la législation des retraites procèdent en effet de cette idée : « l'adoption en 1982 de la durée d'assurance tous régimes (reflet de la durée d'activité) comme critère d'ouverture du droit à la retraite à taux plein ; le principe, posé en 2003, du partage au fil des générations des gains à venir d'espérance de vie à 60 ans entre allongement de la durée d'activité et allongement de la durée de retraite ; l'ouverture en 2003 d'un droit à retraite anticipée pour les assurés ayant commencé à travailler jeunes et ayant effectué de longues carrières » (Brocas, 2011). Notons que la finalité de « droit au repos » remet partiellement en cause la mutualisation du risque viager, puisque celle-ci n'apparaît plus totalement souhaitable pour ce qui

¹⁵ Code de la Sécurité sociale, article L161-17-A.

concerne des disparités de mortalité lorsque ces dernières sont dues aux conséquences de la carrière (pénibilité).

Ces deux logiques conduisent à des démarches d'analyse différentes pour la prise en compte de la dimension de durée à la retraite. La première justifie de s'intéresser à des indicateurs de rendement, synthétisant les deux dimensions de niveau de pension et de durée : taux de rendement interne (TRI), taux ou délai de récupération, etc. Son fondement économique est celui d'individus indifférents entre un montant de pension plus élevé ou une durée de perception plus longue, dès lors que leur niveau « d'utilité » reste constant¹⁶. La seconde logique justifierait plutôt de s'intéresser directement aux durées passées à la retraite. Celles-ci sont alors étudiées séparément des niveaux de pensions, sans chercher à synthétiser totalement les deux dimensions.

En pratique, l'analyse de ces durées passées à la retraite ainsi que des disparités dans la population renvoie à celle des disparités d'âge de départ à la retraite et des disparités d'âge au décès (on pourrait y ajouter les disparités de durée cotisée, si l'on considère que c'est le rapport entre durée à la retraite et durée de carrière, plutôt que la durée à la retraite dans l'absolu, qui importe). Pour ce qui concerne les disparités d'âge de départ à la retraite, les diverses analyses quantitatives disponibles font ressortir le profil « en U » des âges moyens de départ à la retraite en fonction du niveau de salaire (Insee, 2009 ; Aubert *et al.*, 2011). Les personnes à plus hauts salaires (qui, du fait d'études plus longues, entrent plus tardivement sur le marché du travail) ainsi que celles à plus bas salaires (qui, souffrant davantage de la précarité des trajectoires professionnelles, connaissent à la fois une insertion plus lente dans l'emploi en début de carrière et des interruptions d'emploi plus fréquentes) réunissent en effet plus tardivement les conditions d'obtention du taux plein et liquident leur pension en moyenne 2 à 3 ans plus tard que les personnes qui se situent dans le milieu de la distribution des salaires. En ce qui concerne les âges au décès, les disparités entre catégories sociales sont bien connues et largement documentées : pour ce qui concerne l'espérance de vie à 60 ans, les écarts vont, dans les diverses études, de 3 à 5 ans entre les cadres et les ouvriers, ou bien entre les plus diplômés et les non-diplômés (Desplanques, 1993 ; Mesrine, 1999 ; Cambois et Robine, 2001 ; Cambois *et al.*, 2008 ; Aubert et Andrieux, 2010a et b ; Blanpain et Charon, 2011). Enfin, le système de retraite français, en tenant compte d'une condition de durée validée pour l'accès au taux plein, corrige en partie l'effet des disparités d'espérance de vie entre catégories sur la durée passée à la retraite. Ainsi, si l'on segmente la population selon la durée validée avant 60 ans (selon une dimension très corrélée avec l'âge d'entrée sur le marché du travail, et par conséquent avec la catégorie sociale des individus), les écarts d'espérance de vie à 60 ans vont jusqu'à 3,2 ans d'une catégorie à l'autre. En revanche, les écarts de durée effectivement passée à la retraite ne vont que jusqu'à 1,9 ans (Aubert et Andrieux, 2010b). Les dispositions prises dans les réformes des retraites récentes, et en particulier l'allongement de la durée requise pour le taux plein consécutive aux réformes de 1993 et 2003, ont, de surcroît, contribué à réduire encore les disparités entre catégories (Aubert *et al.*, 2011).

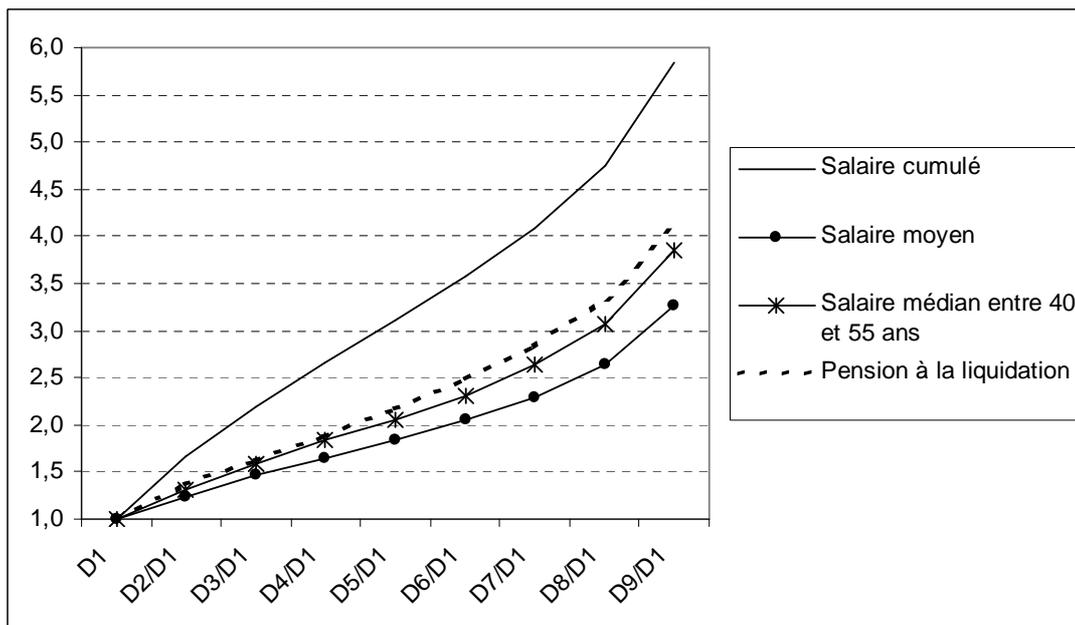
¹⁶ Cette hypothèse d'indifférence est parfois contestée, ce qui implique que les indicateurs synthétiques de taux de rendement sont parfois jugés peu pertinents pour le suivi des objectifs du système de retraite français. Plusieurs membres du comité de pilotage des retraites (COPILOR) ont notamment exprimé leur désaccord à l'utilisation du TRI dans le cadre d'un système de retraite par répartition (secrétariat général du COR, 2012).

III - Les disparités de pension par génération : contributivité et redistribution

III.1 Comparaison des distributions de pensions et de salaires

La dispersion des salaires cumulés sur l'ensemble de la carrière est plus importante que celle des salaires moyens et des salaires médians de milieu de carrière (Figure 1). Cet écart est dû au fait que, à la différence de ces deux derniers indicateurs, l'indicateur de salaires cumulés prend en compte la durée d'emploi des individus.

Figure 1- Décile des salaires et des pensions



Source : Insee, modèle Destinie 2

Champ : Retraités n'ayant pas de pension d'indépendant et ayant travaillé au moins un an, nés entre 1955 et 1964 et résidant en France métropolitaine

Lecture : le neuvième décile de la distribution des salaires cumulés sur toute la carrière des individus est égal à 5,8 fois le premier décile

Figure 2 - Dispersion des salaires et des pensions

	Salaire cumulé	Salaire moyen	Salaire médian entre 40 et 55 ans	Pension à la liquidation
Ratio D9/D1	5,85	3,27	3,85	4,10
Ratio D5/D1	3,12	1,84	2,06	2,18
Ratio D9/D5	1,88	1,77	1,86	1,89

Source : Insee, modèle Destinie 2

Champ : Retraités n'ayant pas de pension d'indépendant et ayant travaillé au moins un an, nés entre 1955 et 1964 et résidant en France métropolitaine

Les dispersions des salaires moyens et des salaires médians, mesurées par l'écart entre le 9^e décile (seuil au-dessus duquel se situent les 10 % de retraités ayant les salaires les plus élevés) et le 1^{er} décile (seuil en dessous duquel se situent les 10 % des retraités ayant les salaires les plus faibles), sont relativement proches : 3,27 pour le salaire moyen et 3,85 pour

le salaire médian (Figure 2)¹⁷. La prise en compte de la durée de carrière des individus accroît fortement les disparités : l'écart interdécile est de 5,85 pour les salaires cumulés.

Le système de retraite paraît plutôt redistributif, au sens où il contribue à réduire les disparités par rapport aux revenus d'activité : la dispersion des pensions à la liquidation est ainsi plus faible que celle des salaires cumulés, avec un écart de 4,10 entre le 9^e et le 1^{er} décile. Les pensions de retraite restent toutefois plus dispersées que les salaires moyens ou que les salaires de milieu de carrière. Cela vient naturellement du fait que le montant de pension dérive à la fois du niveau de salaire et de la durée de carrière des individus : même si divers dispositifs de redistribution contribuent à atténuer les disparités entre personnes dans chacune des deux dimensions, leur produit reste plus dispersé que ne le sont les seuls salaires.

L'écart de dispersion entre pensions et salaires cumulés est plus marqué entre le 5^e et le 1^{er} décile qu'entre le 9^e et le 5^e décile, avec un ratio de 3,12 pour les salaires cumulés et 2,18 pour les pensions dans le premier cas, contre 1,88 et 1,89 respectivement dans le second. La redistribution semble donc jouer davantage sur le bas de la distribution des pensions. Elle est plus importante pour les individus appartenant aux déciles de revenu les plus faibles, qui ont souvent une carrière plus courte.

Figure 3 - Dispersion des salaires et des pensions par sexe (ratio D9/D1)

	Salaire cumulé	Salaire moyen	Salaire médian entre 40 et 55 ans	Pension à la liquidation
Ensemble	5,85	3,27	3,85	4,10
Hommes	3,38	2,90	3,30	2,95
Femmes	6,73	3,09	3,85	4,32

Source : Insee, modèle Destinie 2

Champ : Retraités n'ayant pas de pension d'indépendant et ayant travaillé au moins un an, nés entre 1955 et 1964 et résidant en France métropolitaine

La dispersion des salaires cumulés est quasiment deux fois plus élevée chez les femmes (6,73) que chez les hommes (3,38) (Figure 3). Là encore, l'effet est amplifié par les écarts de durée de carrière, les femmes ayant plus souvent des carrières courtes et des interruptions d'activité. La différence hommes-femmes est moins marquée pour les dispersions des salaires moyens et des salaires médians entre 40 et 55 ans.

Le caractère redistributif du système de retraite joue davantage parmi les femmes : l'écart interdécile est nettement plus faible pour les pensions (4,32) que pour les salaires cumulés (6,73) alors que ces deux valeurs sont plus proches pour les hommes (resp. 2,95 et 3,38).

La dispersion des salaires cumulés et des pensions à la liquidation diminue fortement au fil des générations : entre les générations 1925-1934 et 1965-1974, l'écart est divisé par 2,5 pour les salaires cumulés et par 3 pour les pensions à la liquidation (Figure 4). En ce qui concerne les salaires cumulés, l'évolution est vraisemblablement due à la hausse de l'activité féminine au fil des générations, et la diminution concomitante du nombre de femmes à très courte carrière.

¹⁷ Cette valeur est naturellement très inférieure au rapport interdécile des revenus salariaux pour une année donnée (rapport entre le premier et le neuvième décile de 14,3 en 2009 d'après les DADS). Le fait de s'intéresser à un revenu salarial moyen sur toute la carrière gomme, en effet, les disparités selon l'âge et la variabilité des situations annuelles sur le marché du travail.

Figure 4 - Dispersion des salaires et des pensions par générations groupées (ratio D9/D1)

	Salaire cumulé	Salaire moyen	Salaire médian entre 40 et 55 ans	Pension à la liquidation
1925-1934	12,83	3,65	3,41	11,87
1935-1944	9,53	3,20	3,19	6,86
1945-1954	7,18	3,16	3,25	4,55
1955-1964	5,85	3,27	3,85	4,10
1965-1974	4,90	3,48	4,06	3,90

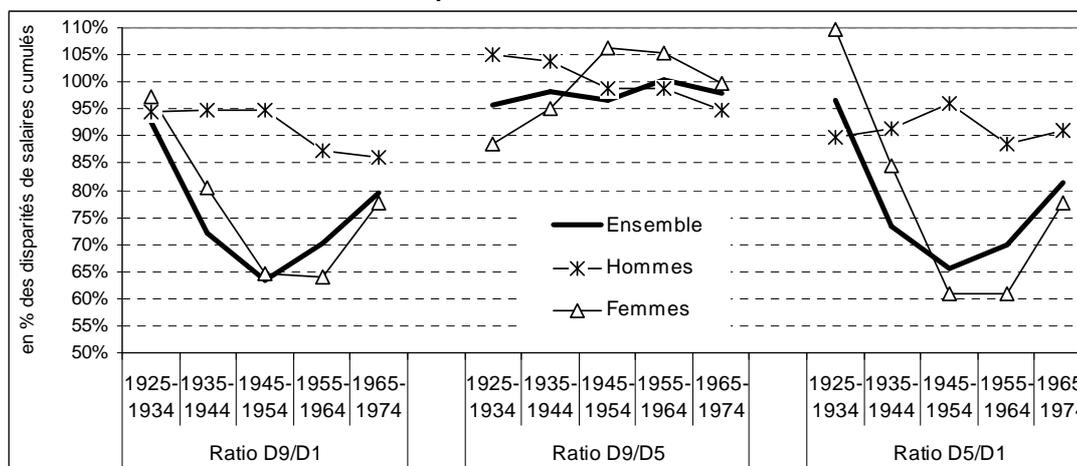
Source : Insee, modèle Destinie 2

Champ : Retraités n'ayant pas de pension d'indépendant et ayant travaillé au moins un an, résidant en France métropolitaine.

La dispersion des pensions est toujours inférieure à celle des salaires cumulés pour toutes les générations (Figure 5). Le rapport entre les deux diminue jusqu'à la génération 1945-1954, puis augmente progressivement pour les générations suivantes. Cette tendance est le résultat à la fois des évolutions de carrière (diminution des carrières courtes, hausse de l'activité des femmes) et des changements de réglementation du système de retraite. Elle est portée principalement par l'évolution observée parmi les femmes. Pour les hommes, les disparités de pension sont plus proches des disparités de salaires cumulés ; les disparités relatives diminuent légèrement au cours du temps, y compris pour les générations les plus jeunes.

Les très fortes disparités observées pour les générations les plus anciennes proviennent en partie de ce que de nombreux dispositifs de redistribution, notamment ceux qui profitent aux mères, n'ont été mis en place que dans le milieu des années 1970 (cf. *infra*). La pleine montée en charge de leurs effets n'est donc atteinte qu'à partir des générations nées après 1950. D'autres facteurs ont pu s'ajouter à cela : par exemple, pour les salariés du privé, le taux de cotisation sur la partie du salaire au-dessus du plafond de la Sécurité sociale était plus élevé à l'Agirc qu'à l'Arrco jusqu'à la fin des années 1990. Cela accroît les écarts de niveau de pension entre cadres et non-cadres d'autant plus que la partie de carrière effectuée avant ces années est importante, c'est-à-dire d'autant plus que les générations sont anciennes.

Figure 5 - Évolution des disparités parmi les pensions relativement aux disparités de salaires cumulés



Source : Insee, modèle Destinie 2

Champ : Retraités n'ayant pas de pension d'indépendant et ayant travaillé au moins un an, résidant en France métropolitaine.

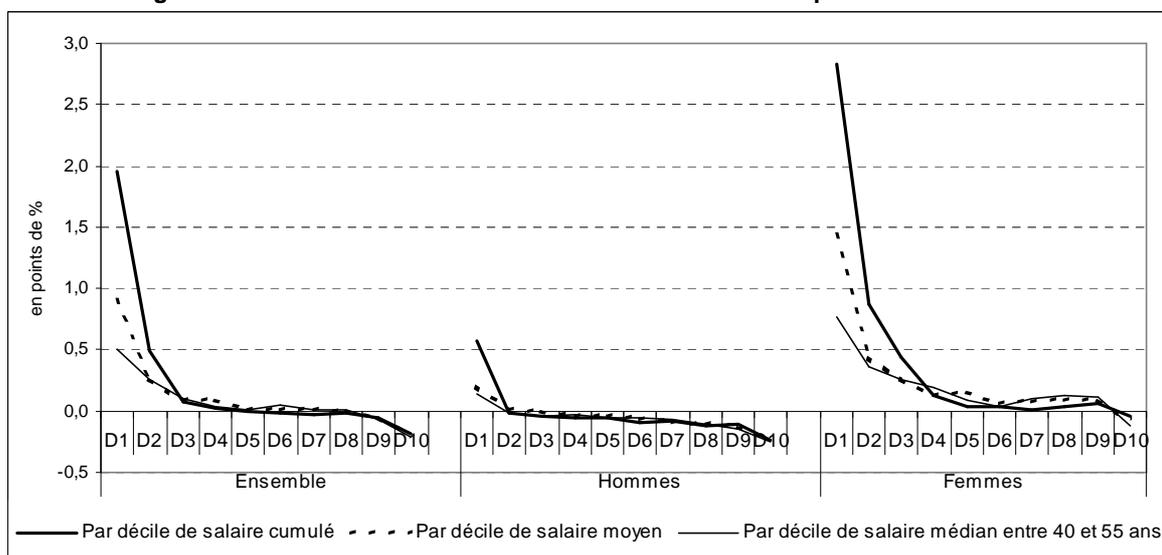
Lecture : pour les générations nées entre 1925 et 1934, le ratio D9/D1 des pensions de retraite est égal à 92 % du ratio D9/D1 des salaires cumulés au cours de la carrière

À l'inverse, le rapprochement tendanciel entre la dispersion des pensions et celle des salaires cumulés à partir des générations 1945-1954 serait renforcé par l'effet des réformes des retraites les plus récentes, visant à rendre le système plus contributif.

III.2 Qui bénéficie de la redistribution ?

L'indicateur d'écart à une absence de redistribution, défini par la différence entre le taux d'annuité de chaque individu et le taux moyen pour l'ensemble de la génération, est positif et élevé pour le 1^{er} décile¹⁸ (Figure 6). Les écarts sont beaucoup plus faibles pour les déciles suivants : la redistribution bénéficie surtout aux personnes à très faibles revenus et très faible durée de carrière. L'écart par décile de salaire cumulé est négatif à partir du 5^e décile, et diminue encore progressivement jusqu'au 10^e décile de la distribution des salaires cumulés.

Figure 6 - Écart à une situation d'absence de redistribution par décile de salaire



Source : Insee, modèle Destinie 2

Champ : Retraités n'ayant pas de pension d'indépendant et ayant travaillé au moins 1 an, nés entre 1955 et 1964 et résidant en France métropolitaine

Lecture : pour les personnes qui se situent dans le premier décile de salaire cumulé sur toute la carrière (« D1 »), le taux d'annuité moyen est de 2 points de pourcentage plus élevé que le taux moyen dans l'ensemble de la population. Le taux d'annuité est défini par la formule (1) dans la deuxième partie de cette étude.

La redistribution bénéficie par ailleurs davantage aux femmes qu'aux hommes, conséquence, une fois encore, de leurs carrières plus courtes et de leurs salaires plus bas. À cela s'ajoutent les dispositifs bénéficiant aux mères, tels que la majoration de durée d'assurance (cf. infra.)

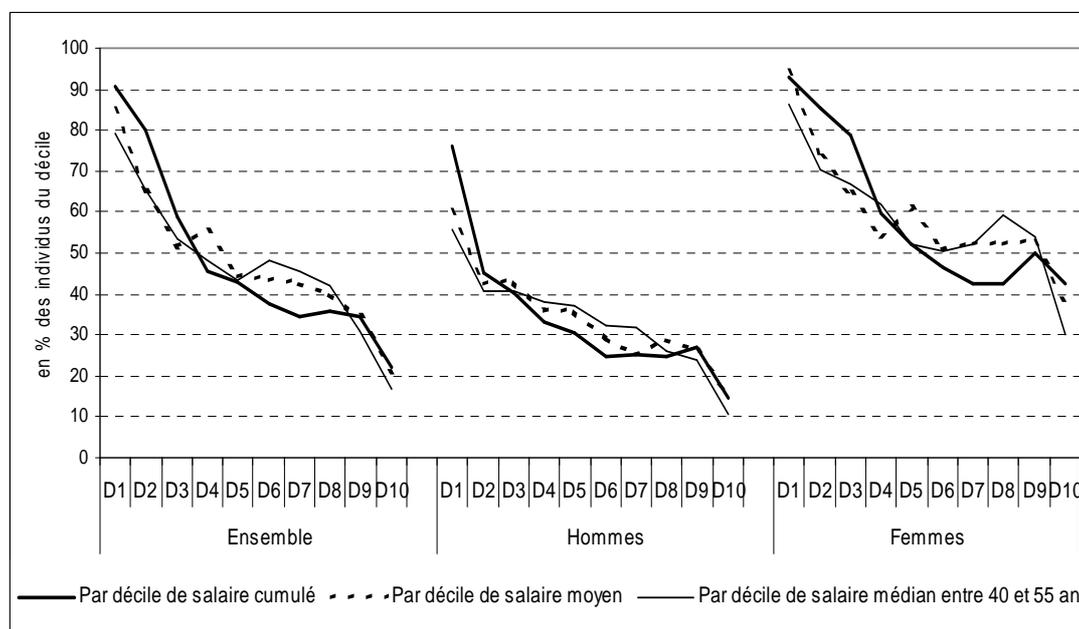
Les écarts entre taux d'annuité au sein d'une catégorie et taux d'annuité moyen de la génération ne sont pas nécessairement similaires selon que l'on ventile la population par niveau de salaire cumulé sur toute la carrière (indicateur qui résume à la fois le niveau de salaire et la durée de carrière) ou par niveau de salaire moyen ou médian (Figure 6). Les personnes à carrière courte sont plus fréquemment à bas salaire, ce qui induit une certaine proximité entre les deux segmentations, mais la coïncidence n'est pas totale.

¹⁸ Pour le calcul du taux d'annuité moyen au sein de chaque décile, les individus sont pondérés par leur salaire cumulé de carrière. Cela revient à calculer le rapport entre la pension moyenne et le salaire cumulé moyen dans chaque décile.

Si l'on fait abstraction de la durée de carrière – en considérant une ventilation selon le salaire moyen –, les personnes à plus bas salaires restent les principales bénéficiaires de la redistribution, en ce qui concerne leur montant de pension. Toutefois, l'écart entre le premier décile et les suivants est nettement plus faible que ce qu'on observe en segmentant selon le salaire cumulé de carrière. La ventilation selon des déciles de salaire de milieu de carrière conduit à un résultat similaire. Cela confirme que le système de retraite ne corrige pas uniquement les disparités de durée de carrière : il contribue aussi à compenser les écarts de niveau de salaire moyen ou médian, en assurant un taux d'annuité d'autant plus élevé que ce salaire est bas.

La part des personnes dont l'indicateur d'écart à une situation d'absence de redistribution est positif, c'est-à-dire dont le taux d'annuité est plus élevé que le taux moyen dans la génération, atteint 90 % pour le 1^{er} décile de salaire cumulé (Figure 7). Cette part décroît jusqu'au 7^e décile, puis se stabilise, et diminue de nouveau pour le dernier décile de distribution.

Figure 7 - Part des individus bénéficiaires de la redistribution au sein de chaque décile de salaire



Source : Insee, modèle Destinie 2

Champ : Retraités n'ayant pas de pension d'indépendant et ayant travaillé au moins un an, nés entre 1955 et 1964 et résidant en France métropolitaine

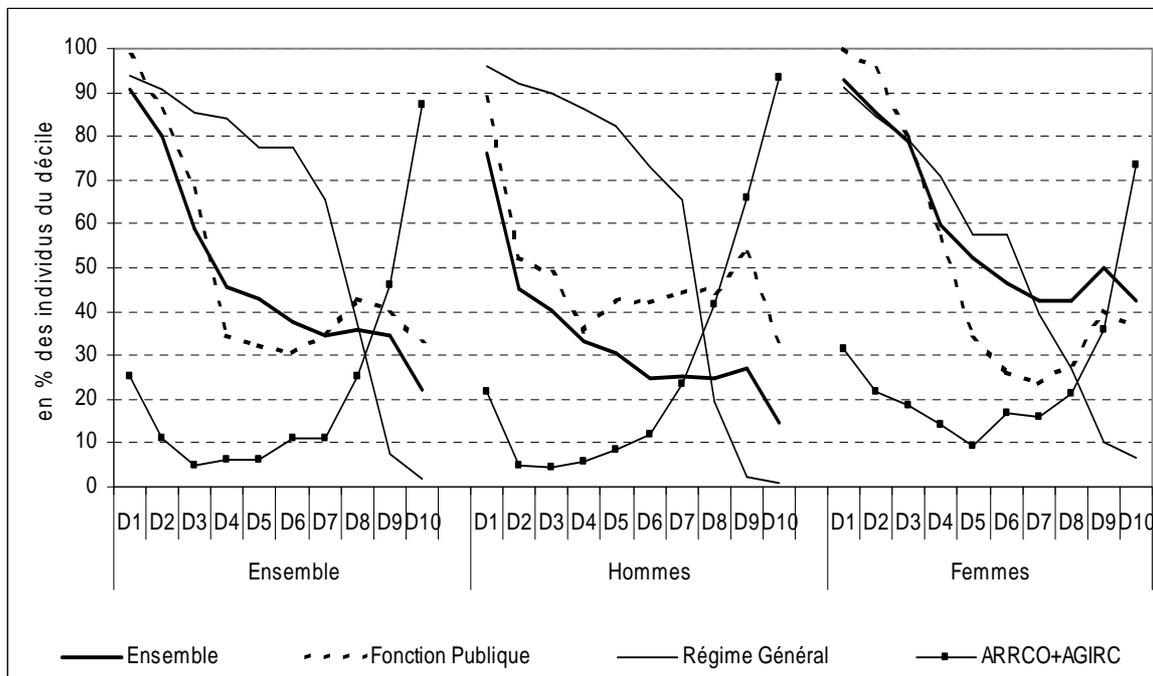
Lecture : parmi les personnes qui se situent dans le premier décile de salaire cumulé sur toute la carrière (« D1 »), 90 % ont un taux d'annuité plus élevé que le taux moyen dans l'ensemble de leur génération.

Entre le cinquième et le dernier décile de la distribution des salaires, la proportion des personnes bénéficiant de la redistribution se situe entre 20 % et 40 % : la redistribution peut donc bénéficier à des personnes à hauts revenus. On retrouve là la conséquence du fait, évoqué en introduction, que le système de retraite français n'est pas conçu pour réaliser de manière directe une redistribution des personnes à hauts revenus vers les personnes à bas revenus. La redistribution verticale est opérée de manière indirecte, notamment par le biais des dispositifs correcteurs des accidents de carrière, et par la corrélation entre la fréquence de ces accidents et les salaires. Or le lien entre accidents de carrière et bas salaire n'est pas systématique : une personne à haut salaire peut en profiter (par exemple un cadre ayant connu le chômage, ou une femme à haut salaire ayant eu de nombreux enfants), tandis que d'autres personnes à bas salaires n'en profiteraient pas.

Si on regarde une décomposition par régime, pour les pensionnés de la fonction publique comme pour ceux du régime général, la quasi-totalité des individus du 1^{er} décile bénéficie de

la redistribution (Figure 8) ; en revanche, des différences apparaissent pour les autres déciles.

Figure 8 - Part des individus bénéficiaires de la redistribution au sein de chaque décile de salaire cumulé par régime



Source : Insee, modèle Destinie 2

Champ : Retraités n'ayant pas de pension d'indépendant et ayant travaillé au moins un an, nés entre 1955 et 1964 et résidant en France métropolitaine

Lecture : parmi les personnes qui se situent dans le premier décile de salaire cumulé sur toute la carrière (« D1 »), 90 % ont un taux d'annuité plus élevé que le taux moyen dans l'ensemble de leur génération.

Pour le régime général, la part des bénéficiaires de la redistribution reste élevée pour les 6 premiers déciles, au-dessus de 75 %, puis diminue fortement jusqu'au 10^e décile, où elle devient quasi nulle.

La distribution de l'indicateur d'écart à l'absence de redistribution est proche de celle de l'ensemble des individus pour les personnes ayant une pension de la fonction publique. Entre le quatrième et le dernier décile de la distribution des salaires, la proportion des personnes bénéficiant de la redistribution se situe entre 30 et 40 %. Les fonctionnaires étant moins susceptibles de connaître des accidents de carrières (ils peuvent passer par des périodes de préretraite, mais ne sont pas concernés par le chômage pendant la partie de leur carrière où ils sont affiliés aux régimes de la fonction publique), on peut attribuer cette proportion relativement élevée de bénéficiaires de la redistribution dans les derniers déciles à l'effet de certains avantages familiaux, comme la bonification pour 3 enfants.

Enfin, 25 % des personnes ayant une pension des régimes complémentaires Arrco ou Agirc bénéficient de la redistribution dans le 1^{er} décile. Cette part se stabilise autour de 10 % jusqu'au 7^e décile, puis augmente fortement jusqu'à atteindre 90 % pour le dernier décile : cette part importante de bénéficiaires dans les derniers déciles est due aux cadres affiliés à l'Agirc, qui bénéficient de taux de cotisation longtemps plus élevés qu'à l'Arrco, et, pour certains, de la garantie minimale de points (GMP) offerte par le régime des cadres (cf. infra)¹⁹.

¹⁹ Il ne s'agit cependant là, bien sûr, que de l'écart à l'absence de redistribution au sein des seuls régimes complémentaires. L'analyse séparée pour les régimes de base et les régimes complémentaires ne fait pas apparaître les redistributions entre catégories qui s'opèrent du fait de l'articulation entre les deux étages du

IV - Les mécanismes de redistribution : dispositifs explicites et implicites

Le système de retraite français semble donc avoir un impact plutôt redistributif, au sens où il réduit les disparités entre individus par rapport aux revenus de carrière, en permettant aux personnes à plus bas salaires de bénéficier d'un taux d'annuité plus élevé. Les mécanismes par lesquels ce résultat est atteint sont cependant complexes. Nous essayons, dans cette partie, de décomposer la redistribution totale opérée par le système de retraite selon les divers mécanismes en jeu.

IV.1 Un rappel des divers dispositifs

Les dispositifs associés aux mécanismes de redistribution sont nombreux : ils résultent des objectifs recherchés par le législateur et de la manière dont ceux-ci ont été formalisés au fur et à mesure des réformes des retraites successives. Cette mise en place progressive au cours de l'histoire a conduit à ce que la mise en cohérence des divers dispositifs n'a pas systématiquement été recherchée, et que plusieurs dispositifs distincts peuvent concourir, en parallèle, au même objectif.

On distingue généralement les dispositifs dits « explicites », qui jouent directement dans le calcul des montants de retraite par le biais de majorations ou bonifications des éléments constitutifs de la pension, et les dispositifs dits « implicites », liés aux formules de calcul elles-mêmes²⁰. Parmi les dispositifs explicites, on peut de plus distinguer ceux qui majorent directement le montant de la pension et ceux qui majorent l'un de ses éléments constitutifs, tels que la durée de carrière ou le salaire de référence.

Figure 9 - Résumé des principaux dispositifs explicites et implicites de redistribution dans le système de retraite français

	Dispositifs explicites	Dispositifs implicites
Jouant sur la durée validée	validation de durée au titre des périodes assimilées (chômage, préretraite, service militaire, <i>maladie, maternité, invalidité, ...</i>) validation de durée au titre de l'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF – périodes d'éducation des enfants) Majoration de durée d'assurance (MDA) pour enfants <i>Bonifications de durée liées à certaines professions dans la fonction publique (militaires, policiers, ...)</i>	coefficient de proratisation borné à 1 dans les régimes de base <i>règle des « 200 heures SMIC » pour le calcul de la durée validée dans l'année au régime général et dans le régime d'indépendant</i>
Jouant sur le montant de la pension ou sur le salaire/revenu d'activité de référence	minima de pension dans les régimes de base (minimum contributif au régime général et RSI, minimum garanti dans la fonction publique) bonification de montant de pension pour les parents de 3 enfants et plus points gratuits attribués dans les régimes complémentaires au titre de certaines périodes de non-emploi involontaire (chômage, préretraite, <i>service national, etc.</i>) prise en compte d'un salaire fictif (sur la base du SMIC) porté au compte pour les périodes d'AVPF	règle des 25 meilleures années pour le calcul du salaire de référence au régime général / calcul du salaire de référence comme le traitement indiciaire des 6 derniers mois à la fonction publique pour les personnes polyaffiliées : calcul séparé des montants de pension par les divers régimes d'affiliation différences de traitement entre les parties du salaire ou du revenu d'activité en dessous et au-dessus du plafond de la Sécurité sociale.

Remarque : en *italique*, les dispositifs qui ne sont pas modélisés dans Destinie

système de retraite (le poids des régimes complémentaires dans la pension totale augmentant au fur et à mesure qu'on s'élève dans la distribution des revenus), et qui sont de nature à contrebalancer les redistributions, internes à l'Agirc et à l'Arrco, entre cadres et non-cadres.

²⁰ L'ensemble des mécanismes implicites est parfois qualifié de « cœur du système ».

Ces dispositifs sont synthétisés dans la figure 9. Les principaux sont les suivants :

- Parmi les dispositifs explicites jouant directement sur le montant de pension, les minima de pension (**minimum contributif** dans le régime général et dans les régimes alignés –tels que le RSI– et **minimum garanti** dans la fonction publique) permettent de majorer le montant de la pension servie si celle-ci, calculée en fonction des caractéristiques de carrière, est inférieure à un certain seuil défini par la législation. Les minima de pension ne concernent que les régimes de base. Leur seuil est de plus calculé au prorata de la durée validée : la majoration différentielle liée au minimum contributif ou au minimum garanti peut donc être très faible si la durée de carrière est très courte. Par ailleurs, des **points gratuits** sont attribués par les régimes complémentaires (Agirc et Arrco) au titre de certaines périodes de non-emploi involontaire (chômage, préretraite, etc.). Compte tenu de la formule de calcul des pensions dans ces régimes (cf. encadré 3), l'octroi de ces points gratuits peut être assimilé à une majoration de pension. Enfin, une majoration de montant de pension est octroyée à certains parents selon le nombre d'enfants. Elle s'élève généralement à 10 % pour les parents de trois enfants et plus (notamment au régime général), mais ses modalités peuvent être légèrement différentes dans certains régimes (fonction publique, Arrco et Agirc notamment).
- D'autres dispositifs explicites permettent d'augmenter la durée validée retenue par les régimes de retraite, et donc indirectement le montant de pension, via le coefficient de proratisation (cf. encadré 3). C'est ainsi le cas des **majorations de durée d'assurance** (MDA) octroyées aux femmes au titre de leurs enfants, ou des **bonifications de durée** attribuées au titre de certaines périodes d'emploi (généralement sur des critères de pénibilité) pour certains professions dans la fonction publique (militaires, policiers, etc.) Par ailleurs, certaines périodes de non-emploi sont comptabilisées comme de la durée validée : **périodes assimilées** (période de chômage indemnisé et –dans certaines limites– non-indemnisé, de préretraite, de formation, de service militaire, de maladie ou d'invalidité, ...) et **périodes d'assurance vieillesse des parents au foyer** (AVPF, octroyées sous certaines conditions de nombre et d'âge des enfants, ainsi que de ressources).
- D'autres dispositifs réalisent enfin une redistribution de manière implicite. Ils prennent la forme de non-linéarités dans les formules de calcul des pensions et fonctionnent comme des « filtres » qui atténuent, voire annulent les conséquences négatives des accidents de carrière. Par exemple, le salaire de référence pour la retraite dans les régimes de base ne prend généralement pas en compte la totalité de la carrière, mais seulement les « meilleures » années (25 meilleures années au régime général²¹). Ce calcul permet de neutraliser l'impact négatif de pertes d'emploi ou de temps partiel subi, dès lors que ces années restent peu nombreuses dans la carrière, puisque les revenus salariaux correspondant sont exclus (Aubert et Duc, 2011). Les non-linéarités des formules de calcul des montants de retraite peuvent, dans certains cas, induire des redistributions dont il est difficile, à première vue, de déterminer vers qui elles se font. C'est le cas de celles liées au traitement séparé des parties du revenu salarial annuel, en dessous et au-dessus du plafond de la Sécurité sociale, pour les salariés du privé, ou bien du calcul séparé dans chaque régime de retraite pour les individus polyaffiliés (c'est-à-dire affiliés à plusieurs régimes de base différents au cours de la carrière). Enfin, le plafonnement du coefficient de proratisation à 100 % réalise une redistribution des retraités à carrière très longue vers les autres, puisqu'il conduit à ne pas comptabiliser, dans le montant de la pension versée par les régimes de base, les années de carrière au-delà d'une certaine durée.

²¹ Dans la fonction publique, le calcul est fait sur la base du traitement indiciaire (hors primes) des six derniers mois de carrière. Pour un taux de liquidation donné (75% à taux plein) cela aboutit à un montant plus élevé que sur la base d'un calcul sur l'ensemble de la carrière, mais il faut y voir plus un choix cohérent avec la grande stabilité des profils de carrière dans la fonction publique qu'une volonté de corriger des accidents de carrière.

Rappelons que tous les mécanismes ne procèdent pas nécessairement d'un objectif affiché de redistribution. C'est notamment le cas en ce qui concerne les mécanismes implicites, qui correspondent pour la plupart à des choix initiaux de structure du système de retraite²². La question n'est donc pas, dans ce cas, de savoir si les règles devraient être modifiées, selon l'ampleur de la redistribution effectivement réalisée. Cependant, il est nécessaire de prendre en compte tous les mécanismes dans une analyse globale de la redistribution, et notamment les règles implicites, puisque ces dernières sont de nature à modifier, voire contrebalancer, l'effet des dispositifs explicites.

Par le passé, plusieurs études ont déjà analysé la redistribution verticale effectivement réalisée par certains dispositifs²³. La résultante peut être ambiguë. Les périodes assimilées et l'AVPF dans les régimes de base, ainsi que les points gratuits dans les régimes complémentaires de salariés, ont un impact plutôt redistributif : ils bénéficient davantage aux personnes à plus bas revenus, pour lesquelles ils représentent une proportion nettement plus élevée de la durée validée totale ou des points acquis totaux (Aubert et Croguennec, 2011). Parmi les dispositifs implicites, la règle des « 25 meilleures années » au régime général a un impact ambigu : son effet est nettement redistributif parmi les personnes à carrières complètes (même s'il fait souvent double emploi avec celui du minimum contributif), mais il joue très peu parmi les personnes à carrières incomplètes, qui sont nombreuses parmi les bas revenus. Au total, compte tenu de la répartition des durées de carrière, la règle bénéficie donc surtout aux personnes qui se situent dans le milieu de la distribution des salaires (Aubert et Duc, 2011). Les droits familiaux – MDA, AVPF et bonification pour 3 enfants et plus – auraient, pris ensemble, un impact redistributif parmi les femmes et anti-redistributif parmi les hommes (Burriland, 2008). Ce résultat est obtenu par une simulation des montants de pension avec et sans neutralisation des droits familiaux : la prise en compte de ces droits augmente les déciles de montant de pension davantage dans le bas de la distribution que dans le haut pour les femmes, alors que le résultat inverse prévaut pour les hommes. Enfin, les non-linéarités liées à l'articulation entre les divers régimes de retraite de base, pour les individus polyaffiliés, ont un impact complexe, qui peut être très positif pour certaines personnes et très négatif pour d'autres, si bien que leur résultante globale en termes de redistribution verticale est difficile à apprécier. Pour les polyaffiliés du régime général et des régimes alignés nés en 1950, ces non-linéarités avantageraient principalement les personnes à revenus intermédiaires (Duc, 2011).

²² Choix, lors de la création du régime général en 1945, de maintenir les régimes spéciaux déjà existant, ce qui a conduit à l'existence en parallèle de plusieurs régimes de base ; choix, pour le régime général, de ne considérer les salaires que dans la limite d'un certain plafond, conduisant à terme à la mise en place d'un système à deux étages (base et complémentaire) ; choix de systèmes « à prestations définies », conduisant à la règle des 25 meilleures années (initialement règle « des 10 dernières années », puis transformée au fil des réformes) ; etc.

²³ On ne cite ici que les analyses portant sur la distribution des montants de pension ou d'autres indicateurs en coupe (taux de remplacement, taux d'annuité). D'autres études approchent la problématique en analysant des indicateurs prenant en compte la durée de retraite, comme le taux de rendement interne (cf. notamment Walraet et Vincent, 2003).

Encadré 3 : Mode de calcul des montants de pension de retraite

Dans la plupart des régimes de base, le montant de la pension servie se calcule de la façon suivante (avant application des minima de pension et des bonifications de pension pour trois enfants et plus) :

$$P^{base} = \tau * CP * Sal$$

Le premier terme τ est le taux de liquidation, qui traduit les conséquences d'une liquidation à un âge différent de l'âge du taux plein : décote (ou minoration de pension) en cas de départ avant cet âge, surcote (ou majoration) sous certaines conditions en cas de départ après cet âge.

Dans l'approche de ce document de travail, où on ne considère que des départs au taux plein, on s'intéressera principalement aux deux autres termes : le coefficient de proratisation CP et le salaire de référence Sal .

Le coefficient de proratisation traduit le lien entre le montant de pension et la durée de carrière D_i retenue par les régimes de retraite pour un individu i :

$$CP_i = \text{Min} \left[1; \frac{D_i(P_a^e, P_a^{ne}, S_a, TP_a, \dots, \forall a; NbEnf)}{D^{ref}} \right]. \text{ Il s'exprime comme un rapport à une}$$

durée de référence D^{ref} , et est borné à 1. La durée de référence est définie par la réglementation (par exemple, 41 ans pour la génération qui a 60 ans en 2012). Le coefficient de proratisation peut dépendre de nombreuses variables observées à chaque âge a , selon une formule complexe qui ne peut pas être développée simplement ici : durée des périodes d'emploi P_a^e , mais aussi revenus salariaux annuels S_a (au régime général, du fait de l'application de la règle dite « des 200 heures SMIC »), durée de certaines périodes de non-emploi P_a^{ne} (périodes assimilées et assurance vieillesse des parents au foyer –AVPF), quotité de temps partiel TP_a (à la fonction publique), nombre d'enfants $NbEnf$ pour les femmes, etc.

Le salaire de référence $Sal_i = Sal_i(S_a, P_a^{ne}, \forall a)$ est une fonction des salaires et revenus salariaux bruts perçus au cours de la carrière. Cette fonction applique un « filtre » consistant à ne retenir que certains salaires S_a . Comme pour le coefficient de proratisation, la formule est en fait complexe et peut faire intervenir également d'autres éléments que des salaires : au régime général, elle prend par exemple en compte des périodes de non-emploi comme celles d'AVPF, sous la forme d'un salaire fictif porté au compte.

Dans les régimes complémentaires en point, tels que l'Agirc et l'Arrco, la formule de calcul est différente. La pension fait, comme dans les régimes de base, intervenir un taux de liquidation τ' , mais elle s'exprime sinon comme le produit d'un nombre de point acquis par l'individu et de la « valeur du point » au moment de la liquidation :

$$P^{compl} = \tau' * NP * ValP$$

Le nombre de points s'exprime lui-même comme la somme des points « cotisés » NP_i^c , fonction des salaires à chaque date (ainsi que de paramètres de législation, tels que le taux de cotisation et le salaire de référence), et des points « gratuits » NP_i^g , octroyés au titre de certaines périodes de non-emploi (chômage, etc.)

$$NP_i = NP_i^c(S_a, \forall a) + NP_i^g(P_a^{ne}, S_a, \forall a)$$

IV.2 Contribution des divers mécanismes

Pour quantifier la contribution des divers mécanismes à la redistribution verticale entre retraités, on simule les montants de pension en « neutralisant », l'un après l'autre, ces mécanismes dans les formules de calcul : neutralisation des minima de pension, puis de la bonification de pension pour 3 enfants et plus, de l'opération consistant à porter au compte un salaire fictif en cas d'AVPF, des points gratuits dans les régimes complémentaires, de la MDA, des trimestres validés au titre de l'AVPF, et enfin des périodes assimilées. Une fois tous ces dispositifs explicites neutralisés, on annule ensuite, dans les simulations, l'ensemble des mécanismes implicites (affiliation des cadres à l'Agirc, affiliation des fonctionnaires aux régimes spéciaux de la fonction publique, règle des 25 meilleures années, et borne à 100 % des coefficients de proratisation dans les régimes de base²⁴), de manière à estimer un taux d'annuité moyen, qui sera appliqué à tous les retraités pour calculer leur montant de pension « hors tout dispositif ». Dans l'ordre inverse (en partant de la simulation où tous les dispositifs sont neutralisés), ces résultats permettent d'estimer en quoi chaque mécanisme modifie les niveaux de pension et leur dispersion. Du fait des nombreuses non-linéarités dans les règles, cette estimation dépend bien sûr de l'ordre dans lequel les dispositifs sont neutralisés (cf. annexe 2). La décomposition est donc en partie arbitraire.

La neutralisation des mécanismes se fait à carrière et âge de liquidation inchangés : on cherche donc à capter uniquement l'effet « mécanique » lié aux formules de calcul des pensions, hors de tout effet de comportement (modification des âges de liquidation) que pourrait avoir un changement réel de la réglementation des régimes de retraite. L'estimation des montants de pension est par ailleurs, dans tous les scénarios, simulée sans décote ni surcote.

La figure 10 résume l'incidence de chaque dispositif ou mécanisme sur les disparités de pension. Lorsqu'aucun dispositif ne joue, la pension est, par construction, proportionnelle au cumul des salaires au cours de la carrière. Le rapport entre le neuvième et le premier décile de pension est alors celui observé pour les salaires cumulés, c'est-à-dire 5,85.

Figure 10 - Dispersion des montants de pension simulés en prenant en compte successivement les dispositifs explicites et implicites de redistribution

		Écarts entre déciles		
		D9/D1	D5/D1	D9/D5
(1) Aucun dispositif : pensions proportionnelles au cumul des salaires		5,85	3,12	1,88
(2) + mécanismes implicites		6,66	3,41	1,95
dispositifs explicites (durée)	(3) + validation de trimestres au titre des périodes assimilées (chômage, préretraite)	5,65	3,00	1,88
	(4) + validation de trimestres au titre de l'AVPF	5,21	2,78	1,88
	(5) + majoration de durée d'assurance (MDA)	4,90	2,63	1,86
dispositifs explicites (montant)	(6) + points gratuits (chômage, préretraite et GMP) dans les régimes complémentaires	4,88	2,60	1,88
	(7) + SMIC porté au compte en cas d'AVPF	4,75	2,53	1,88
	(8) + bonification de pension pour 3 enfants et plus	4,71	2,50	1,89
	(9) + minima de pension (minimum contributif et minimum garanti)	4,10	2,18	1,89

Source : Insee, modèle Destinie 2

Champ : Retraités n'ayant pas de pension d'indépendant et ayant travaillé au moins un an, nés entre 1955 et 1964 et résidant en France métropolitaine

Lecture : par rapport à une situation où les minima de pension ne seraient pas pris en compte, l'application de ces derniers conduit à réduire le rapport interdécile (D9/D1) de 4,71 à 4,10.

Note : Les numéros indiqués pour les différents scénarios de simulation correspondent à l'ordre de prise en compte des divers dispositifs dans les simulations successives. Le scénario (1) correspond à une situation où les pensions seraient directement proportionnelles au cumul des salaires sur la carrière.

²⁴ La neutralisation de la règle des 25 meilleures années (ou des 10 meilleures années pour les générations les plus anciennes) se fait en incluant tous les salaires dans le calcul du salaire annuel moyen au régime général. Par ailleurs, tous les affiliés sont considérés comme des salariés non-cadres du secteur privé (à carrière et salaires sinon inchangés), ce qui permet de « neutraliser » les conséquences de l'existence de l'Agirc et de celle des régimes de la fonction publique. On rappelle par ailleurs que, dans sa version actuelle, Destinie 2 ne modélise pas le régime Ircantec (les salariés concernés sont considérés comme affiliés à l'Arcco).

Les mécanismes implicites et les dispositifs explicites ont des conséquences opposées sur les disparités de niveau de pension²⁵. Les premiers ont un impact global allant dans le sens d'une plus grande dispersion des montants (Figure 11). Ce résultat provient surtout de la règle des 25 meilleures années²⁶ (cf. Aubert et Duc, 2011) ; celle-ci modifie peu le bas de la distribution des pensions, dans la mesure où les faibles pensions correspondent souvent à des carrières courtes, pour lesquelles il n'existe aucune différence entre les « 25 meilleures années » et la totalité de la carrière. En revanche, elle avantage les retraités à carrière longue, ce qui se traduit par un impact de plus en plus fort lorsqu'on s'élève dans la distribution des pensions. Les différences d'impact de la règle selon le décile sont en particulier marquées plus nettement parmi les femmes, dont les disparités de durée de carrière sont plus élevées que celles des hommes. Cet effet joue surtout dans la première moitié de la distribution des pensions : il se réduit a priori dans le haut de cette distribution, où le salaire de référence est déterminé par le plafond de la Sécurité sociale. Toutefois, parmi les pensions élevées, la prise en compte de l'affiliation des cadres à l'Agirc et de celle des fonctionnaires aux régimes spéciaux de la fonction publique renforce l'élargissement de la distribution des pensions. En ce qui concerne l'Agirc, ce résultat provient des taux de cotisation plus élevés qu'à l'Arrco, sur la partie du salaire au-dessus du plafond, avant les années 1990²⁷. Pour les fonctionnaires, c'est le principe d'un régime intégré, assurant un taux de remplacement du dernier traitement (hors primes) de 75 % qui pourrait s'avérer plus profitable que le système des salariés du privé, articulant régime de base et régime complémentaire en points.

À l'inverse, les dispositifs explicites prévus par les systèmes de retraite contribuent, pour la plupart, à diminuer les disparités de montants de pension (Figure 11). C'est notamment le cas des minima de pension (contributif et garanti), ainsi que des périodes assimilées (chômage, préretraite, etc.), qui conduisent chacun à diminuer d'environ 15 à 20 % l'écart entre le premier et le neuvième décile de la distribution des pensions²⁸. Les mécanismes de ces diminutions diffèrent cependant : la prise en compte des périodes assimilées dans la durée validée ouvrant droit à retraite augmente tous les déciles de pension jusqu'au plus élevé, même si c'est dans une proportion de plus en plus réduite au fur et à mesure qu'on s'élève vers le haut de la distribution ; à l'inverse, les minima de pension jouent exclusivement sur le bas de la distribution (premier décile pour les hommes et quatre premiers déciles pour les femmes).

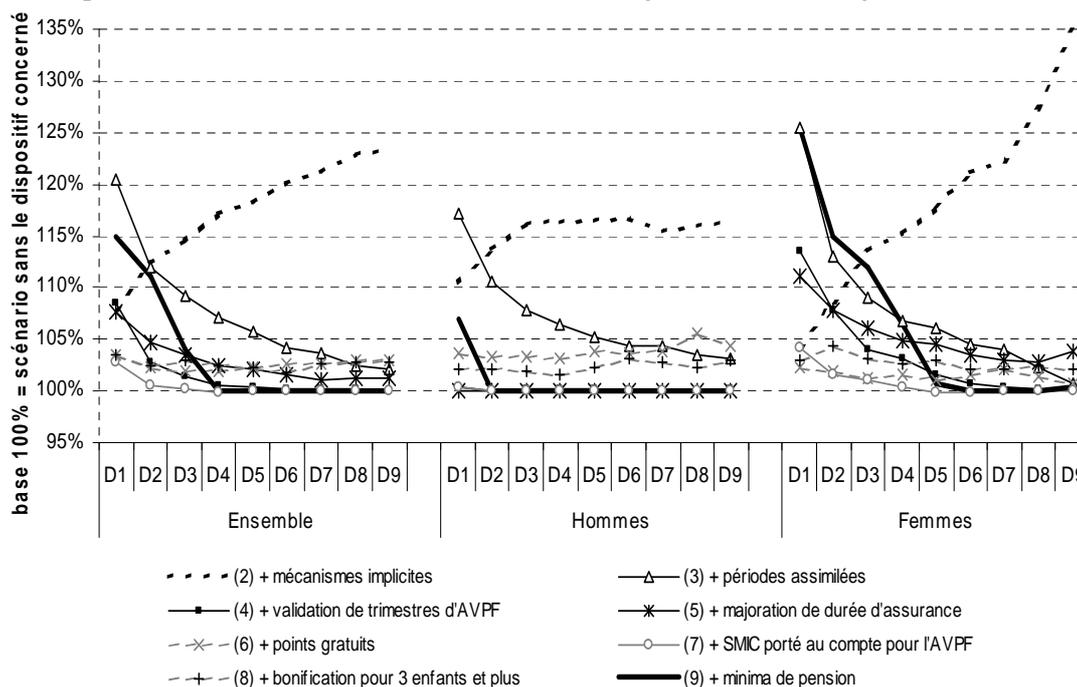
²⁵ On ne présente et commente, dans ce qui suit, que les résultats en termes de distribution des pensions. L'analyse des taux d'annuités par décile de salaire cumulé ou de salaire moyen sur la carrière conduit à des résultats rigoureusement identiques.

²⁶ Ici, les effets détaillés correspondent à une analyse de la règle des 25 meilleures années par rapport à une situation de référence où la totalité des salaires serait prise en compte. Cette approche se distingue de la logique « chronologique », qui consisterait à analyser la règle par comparaison avec celle – antérieure historiquement – des 10 meilleures années (Bridenne et Brossard, 2008 ; Lerméchin et Burrigand, 2011). Le premier angle d'étude est plus conceptuel, et pertinent dans une optique de comparaison avec une situation implicite totalement contributive ; le second correspond plutôt à une démarche d'évaluation de l'impact des réformes et d'analyse des évolutions temporelles.

²⁷ Ces pensions plus élevées ont donc eu pour contrepartie des salaires nets plus faibles, à salaire brut donné.

²⁸ La modélisation des revenus salariaux dans le modèle Destinie pourrait sous-estimer le poids des bas salaires (cf. encadré 1), ce qui se traduit – pour les générations déjà parties à la retraite et pour lesquelles des comparaisons avec les données observées sont donc possibles – par une légère sous-estimation de la proportion des retraités concernés par les minima de pension. L'impact estimé de ces minima sur les disparités de pension pourrait donc, lui aussi, être sous-estimé.

Figure 11 - Modification des déciles de montant de pension liée à chaque mécanisme



Source : Insee, modèle Destinie 2

Champ : Retraités n'ayant pas de pension d'indépendant et ayant travaillé au moins un an, nés entre 1955 et 1964 et résidant en France métropolitaine

Lecture : par rapport à une situation où le montant de pension de retraite serait calculé sans prendre en compte les périodes assimilées, la comptabilisation de ces périodes dans la durée validée augmente de 20% le niveau du premier décile de pension (hommes et femmes confondus) et de 2 % celui du neuvième décile.

Note : Les numéros indiqués pour les différents scénarios de simulation correspondent à l'ordre de prise en compte des divers dispositifs dans les simulations successives (cf. Figure 10). Les limites des déciles sont calculées à chaque fois sur le champ analysé (par exemple, les déciles pour les courbes correspondant aux femmes sont calculés au sein de la distribution des pensions des seules femmes).

La validation de trimestres au titre de l'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF) joue un rôle similaire à celui des minima : elle conduit surtout à augmenter les déciles du bas de la distribution des pensions, avec un impact qui devient négligeable au-delà du quatrième décile. Les principales bénéficiaires de l'AVPF sont en effet des femmes, qui ont connu des interruptions longues pour élever leurs enfants, et ont une durée de carrière réduite. Leurs revenus salariaux sont, de plus, souvent assez faibles : le fait de porter au compte un salaire fictif (sur la base du SMIC) pour les périodes d'AVPF augmente donc légèrement le niveau des déciles du bas de la distribution des pensions.

De même, la MDA augmente davantage les déciles du bas de la distribution. Ses bénéficiaires sont en effet exclusivement des femmes, dont le montant de pension est en moyenne plus faible que celui des hommes. Par ailleurs, la « majoration » se fait par l'ajout d'un nombre de trimestres donné pour chaque enfant. En proportion de la pension « hors MDA », elle implique donc une variation d'autant plus forte que la durée de carrière est faible. Un autre facteur intervient : les trimestres de MDA peuvent être ou non « utiles » pour le calcul du montant de pension. Du fait de la borne à 100 % du coefficient de proratisation, ces trimestres sont en effet sans incidence sur le montant de pension —et donc « inutiles »— lorsque les personnes disposent déjà, compte tenu de leur seule durée d'emploi, d'une durée validée suffisante. Ces personnes à carrière complète étant plus nombreuses dans le milieu et le haut de la distribution des pensions, l'impact moyen des MDA sur les montants de pension y est moindre. Le même raisonnement peut également expliquer une partie de l'effet redistributif constaté pour les périodes assimilées et les périodes d'AVPF.

Ces résultats illustrent l'importance des disparités de durée de carrière parmi les déterminants des disparités de retraite : l'impact cumulé des MDA, de l'AVPF et des

périodes assimilées se traduit par une réduction de plus d'un tiers de l'écart interdécile de niveau de pension des femmes, et d'un peu plus de 10 % pour celui des hommes.

Les points gratuits dans les régimes complémentaires, ainsi que la bonification de pension pour 3 enfants et plus ne semblent guère modifier les disparités de pension. Ces deux dispositifs augmentent tous les déciles dans une proportion comparable. Dans le deuxième cas, cela signifie que le nombre d'enfants varie assez peu selon la durée de carrière ou le salaire. On notera toutefois que l'on ne considère ici que le niveau de la pension, et pas le revenu disponible du ménage auquel appartiennent les personnes : on ignore donc l'impact de la non-imposabilité de ces bonifications. Raisonner sur les niveaux de vie (ce qui n'est pas l'objet de cette étude) plutôt que sur les niveaux des pensions pourrait nuancer substantiellement la conclusion quant au peu d'effet des bonifications sur les disparités.

Le rôle et l'impact des divers dispositifs sur les disparités de pension évoluent bien sûr au cours du temps, conséquence à la fois des changements de réglementation et des évolutions des profils de carrière (Figure 12). En particulier, l'impact des périodes assimilées et de l'AVPF diminue au fil des générations : avec l'accroissement de l'activité féminine, les carrières très courtes sont de moins en moins fréquentes, et le poids de ces périodes dans le total des durées validées décroît. Par ailleurs, le rôle des minima de pension s'amenuise à partir des générations nées dans les années 1950, du fait de l'indexation sur les prix des seuils de ces minima (ce qui induit une augmentation plus faible que celle des pensions moyennes, et donc une diminution de la proportion de personnes concernées), ainsi que de la règle d'écrêtement des minima selon une condition de pensions tous régimes, entrée en vigueur en 2012.

Figure 12 - Impact des dispositifs explicites et implicites sur l'écart inter-décile (D9/D1), par génération

		Génération			
		1935-1944	1945-1954	1955-1964	1965-1974
(1) Aucun dispositif : pensions proportionnelles au cumul des salaires		réf	réf	réf	réf
(2) + mécanismes implicites		18,6%	20,6%	21,8%	19,1%
dispositifs explicites (durée)	(3) + validation de trimestres au titre des périodes assimilées	-16,5%	-15,9%	-15,2%	-14,3%
	(4) + validation de trimestres au titre de l'AVPF	-8,6%	-9,1%	-7,8%	-5,2%
	(5) + majoration de durée d'assurance (MDA)	-2,4%	-5,6%	-5,9%	-3,7%
dispositifs explicites (montant)	(6) + points gratuits dans les régimes complémentaires	1,4%	1,3%	-0,4%	1,2%
	(7) + SMIC porté au compte en cas d'AVPF	-0,1%	-1,5%	-2,7%	-2,2%
	(8) + bonification de pension pour 3 enfants et plus	-2,5%	-1,9%	-0,8%	-0,2%
	(9) + minima de pension (minimum contributif et minimum garanti)	-16,6%	-23,6%	-12,9%	-9,3%

Source : Insee, modèle Destinie 2

Champ : Retraités n'ayant pas de pension d'indépendant et ayant travaillé au moins un an, nés entre 1955 et 1964 et résidant en France métropolitaine

Lecture : par rapport à une situation où les minima de pension ne seraient pas pris en compte, l'application de ces derniers conduit à réduire le rapport interdécile (D9/D1) de 16,6 % parmi les retraités nés entre 1935 et 1944, de 23,6 % parmi ceux nés entre 1945 et 1954, et de 12,9 % parmi ceux nés entre 1955 et 1964.

Note : Les numéros indiqués pour les différents scénarios de simulation correspondent à l'ordre de prise en compte des divers dispositifs dans les simulations successives. Le scénario (1) correspond à une situation où les pensions seraient directement proportionnelles au cumul des salaires sur la carrière.

Bibliographie

Aubert P. and V. Andrieux, (2010a) « La mortalité différentielle des retraités : estimation à partir de l'échantillon interrégimes de retraités et applications », document de travail de la DREES – série Études et Recherches, n°100, juillet

Aubert P. and V. Andrieux (2010b), « Différences d'espérance de vie et de durée de vie passée en retraite selon la durée validée au cours de la carrière », document n°4 de la séance plénière du conseil d'orientation des retraites du 24 mars 2010

Aubert P. et C. Duc (2011), « Les conséquences des profils individuels des revenus d'activité au long de la carrière sur le niveau des pensions de retraite », *Économie et Statistique*, n°441-442, pp. 159-186

Aubert P., C. Duc et B. Ducoudré (2011), « French Retirement Reforms and Intragenerational Equity in Retirement Duration », *mimeo*

Aubert P. et Y. Croguennec (2011), « Les trimestres acquis pour la retraite au titre des périodes assimilées et de l'assurance vieillesse des parents au foyer dans le régime général et les régimes alignés », document n°9 de la séance du Conseil d'orientation des retraites du 25 mai 2011

Aubert P. (2012), « Allongement de la durée requise pour le taux plein et âge de départ à la retraite des salariés du secteur privé : Une évaluation de l'impact de la réforme des retraites de 1993 », *Retraite et société* n°62, pp. 127-164

Blanchet D. (1996), « La référence assurantielle en matière de protection sociale : apports et limites », *Économie et Statistique*, n°291-292, pp. 33-45

Blanchet D., S. Buffeteau, E. Crenner et S. Le Minez (2011), « Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats », *Économie et Statistique*, n°441-442, pp. 101-121

Blanpain N. et O. Chardon (2011), « L'espérance de vie s'accroît, les inégalités sociales face à la mort demeurent », *Insee Première* n°1372 – octobre

Briard K. et S. Mahfouz (2011), « Modulations de la retraite selon l'âge de départ : principes directeurs et évolutions depuis les années 1980 », *Économie et Statistique*, n°441-442, pp. 15-38

Bridenne I. et C. Brossard (2008), « Les effets de la réforme de 1993 sur les pensions versées par le régime général », *Retraite et société*, n°54 (2008/2), pp.121-153

Brocas A.-M. (2011), « La réforme des retraites – Les régimes de retraite face au différentiel d'espérance de vie entre les hommes et les femmes », *Droit Social*, n°697-3 – mars 2011

Burricand C. (2008), « Premiers éléments d'évaluation de l'impact de la neutralisation des trois principaux droits familiaux sur les montants des pensions de droit direct », document n°4 de la séance plénière du 24 septembre 2008

Cambois E. et J-M. Robine (2001), « Apport des indicateurs d'espérance de vie sans incapacité à l'étude des inégalités sociales de santé » *Société française de santé publique, Santé publique* n°13, 2001/2.

Cambois E., C. Laborde et J-M. Robine (2008), « La double peine des ouvriers : plus d'années d'incapacité au sein d'une vie plus courte » *Population et sociétés* n°441, janvier 2008.

COR (2010), « Retraites : annuités, points ou comptes notionnels ? Options et modalités techniques », septième rapport du conseil d'orientation des retraites

Desplanques G. (1993), « L'inégalité sociale devant la mort », Insee *Données sociales*, la société française 1993.

Duc C. (2011), « Les conséquences de la polyaffiliation au sein du régime général et des régimes alignés : une analyse par simulation », in *Retraites : la situation des polypensionnés*, neuvième rapport du Conseil d'orientation des retraites, complément n°6

Glénat M. et M. Gleizes (2004), « Redistribution intragénérationnelle au sein du régime général », *Retraite et société*, 2004/3 no 43, p. 65-97.

Insee (2009), « Redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite français : premières estimations à partir du modèle de microsimulation Destinie 2 », document n°14 de la séance plénière du 13 mai 2009

Lermechin H. et C. Burricand (2011), « Analyse d'un changement législatif à partir de CALIPER : impact cumulé de l'allongement du nombre d'années et de l'annualisation du SAM sur les pensions de retraite », in *Présentation et applications de l'outil CALIPER (CALcul Interrégimes des PEnsions de Retraite)*, document de travail de la DREES n°111– Novembre 2011

Mesrine A. (1999), « Les différences de mortalité par milieu social restent fortes », Insee *Données sociales*, la société française 1999.

Secrétariat général du COR (2009), « Contributivité et redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite français », document n°11 de la séance plénière du 13 mai 2009

Secrétariat général du COR (2012), « L'équité entre les générations en matière de retraite : méthodologie et indicateurs », document n°10 de la séance plénière du 15 février 2012

Walraet E. et A. Vincent (2003), « La redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé : une approche par microsimulation », *Économie et Statistique*, n°366, pp. 31-56

Annexe 1 : Réimputation des salaires dans le modèle Destinie

Les revenus salariaux et revenus d'activité ne sont pas renseignés dans le calendrier rétrospectif de l'enquête Patrimoine : dans le cadre du modèle Destinie, ils sont donc simulés en totalité, de manière rétrospective comme prospective. Une telle simulation implique nécessairement simplification : il n'est en effet pas possible de modéliser dans leur totalité tous les déterminants individuels observables ou inobservables des revenus liés au travail.

En pratique, on se base sur des « équations de revenu d'activité », dont les coefficients sont estimés –au préalable de la simulation– sur des données extérieures au modèle, et qui expriment le revenu d'activité une année donnée en fonction de certaines caractéristiques des individus au cours de cette année. A cette valeur modélisée de manière entièrement déterministe peut s'ajouter un terme aléatoire, censé traduire la partie « inobservée » des revenus d'activité.

Dans la présente étude, on s'intéresse spécifiquement aux disparités de montant de retraite entre individus. Cela implique de bien prendre en compte les disparités des revenus d'activité, qui sont à l'origine des droits, et donc de bien simuler toute la variabilité des revenus d'activité, au-delà des évolutions et des écarts liés à l'âge, au sexe ou au secteur. La simulation des revenus d'activité dans Destinie a donc été revue à l'occasion de l'étude présentée dans ce document de travail. Cette annexe détaille les principales hypothèses réalisées : la spécification retenue pour les équations de revenu salarial ; les données utilisées pour estimer ces équations, ainsi que le résultat des estimations ; et enfin la méthode de simulation appliquée.

Spécification des équations

Les équations de revenu salarial sont estimées en trois étapes :

1. Dans une première étape, les revenus salariaux annuels sont régressés sur un ensemble de variables de durée passée dans chaque statut d'activité, selon l'équation suivante :

$$\ln\left(\frac{RevSal_{i,t}}{corr_{i,t} * SMPT_t}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{Max}[6 - D_{i,t}; 0] + \alpha_2 \cdot D_{i,t} + \alpha_3 \cdot D_{i,t} * D_{i,t} \\ + \beta_1 \cdot \text{FRel}_i * \text{Max}[6 - D_{i,t}; 0] + \beta_2 \cdot \text{FRel}_i * D_{i,t} + \beta_3 \cdot \text{FRel}_i * D_{i,t} * D_{i,t} \\ + \gamma_1 \cdot 1(E_{i,t} = 1) + \gamma_2 \cdot \text{Max}[6 - E_{i,t}; 0] + \gamma_3 \cdot E_{i,t} + \gamma_4 \cdot E_{i,t} * E_{i,t} \\ + \delta_1 \cdot \text{FRel}_i * \text{Max}[6 - E_{i,t}; 0] + \delta_2 \cdot \text{FRel}_i * E_{i,t} + \delta_2 \cdot \text{FRel}_i * E_{i,t} * E_{i,t} \\ + \chi_1 \cdot \text{FRel}_i \\ + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

où $RevSal_{i,t}$ désigne le revenu salarial annuel de l'individu i au cours de l'année t (en euros courants), $SMPT_t$ le salaire moyen par tête au cours de l'année t (issu des données de la comptabilité nationale), $corr_{i,t}$ un coefficient correcteur variant selon l'année et le sexe de i (destiné à corriger l'effet de la déformation de la structure par sexe et âge de la main-d'œuvre sur l'évolution du SMPT d'année en année : cf. infra).

La spécification fait intervenir essentiellement des fonctions (polynôme et indicatrice pour certaines valeurs particulières) de deux variables d'expérience et d'ancienneté :

- la variable $D_{i,t}$ correspond à l'expérience sur le marché du travail de l'individu i en t . Elle est calculée comme le nombre d'années où un emploi est exercé (pendant une partie de l'année au moins) depuis l'âge de fin d'étude. L'année courante est comprise dans l'expérience (s'il y a emploi), mais pas l'année de fin d'étude.
- la variable $E_{i,t}$ correspond à l'ancienneté dans le statut d'emploi (statut de salarié du privé, fonctionnaire ou non-salarié). Elle correspond au nombre d'années consécutives depuis la dernière transition entre statuts : la variable retombe donc à 0 en cas de chômage d'au moins un an ou en cas de transition public/privé ou salarié/non-salarié.

La variable $FRel_i$ correspond enfin à l'âge de fin d'étude relatif de l'individu i . Il s'agit d'une fonction de l'âge de fin d'étude effectif et de la génération (cf. infra).

Les régressions sont menées séparément pour les hommes et pour les femmes, et sur les trois « champs » d'activité principaux (salariés du privé et contractuels de la fonction publique –PRI–, fonctionnaires et salariés des régimes spéciaux semblables –PUB–, non-salariés –IND–), soit 6 estimations séparées en tout.

2. Dans un deuxième temps²⁹, les résidus de l'équation (1) sont régressés, pour chaque individu séparément, sur une constante et sur l'ancienneté (variable D).

$$\varepsilon_{i,t} = n_i + p_i \cdot D_{i,t} + \eta_{i,t} \quad (2)$$

Les résultats de cette équation permettent de calculer la variance empirique³⁰ $sig2_indiv$ de la distribution des effets individuels \hat{n}_i estimés dans l'équation (2).

3. On régresse enfin les carrés des résidus individuels issus de l'équation (2) sur un ensemble de variables explicatives de la variance des effets annuels, selon la spécification suivante :

$$\begin{aligned} \hat{\eta}_{i,t}^2 = & \lambda_1 \cdot 1(E_{i,t} = 1) + \lambda_2 \cdot \text{Max}[6 - E_{i,t}; 0] + \lambda_3 \cdot \text{Max}[6 - D_{i,t}; 0] \\ & + \lambda_4 \cdot D_{i,t} + \lambda_5 \cdot D_{i,t} * D_{i,t} \\ & + \lambda_6 \cdot FRel_i + \lambda_7 \cdot FRel_i * \text{Max}[6 - D_{i,t}; 0] + \lambda_8 \cdot FRel_i * \text{Max}[6 - E_{i,t}; 0] + \xi_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

²⁹ La prise en compte d'effets fixes individuels aurait pu être réalisée directement dans l'équation (1), ce qui aurait conduit à réaliser les deux étapes 1 et 2 en une seule étape. Cette simplification est envisagée dans les travaux ultérieurs de simulation des niveaux de salaire dans Destinie, prévus à l'occasion du rebasage du modèle sur les données de l'enquête Patrimoine 2009-2010.

³⁰ On ne retient, pour estimer l'équation (2), que les individus pour lesquels au moins 5 observations annuelles sont disponibles. Par ailleurs, pour le calcul de la variance empirique $sig2_indiv$ de la distribution des effets individuels, on écarte tous les individus dont le niveau individuel ou la pente individuelle se situent en dehors de l'intervalle défini par la médiane +/- l'écart interquartile de la distribution de chacun de ces deux paramètres.

Données utilisées

Dans les versions précédentes du modèle Destinie, les équations de revenu d'activité étaient estimées sur le champ de l'enquête Patrimoine de 2003 appariée aux données fiscales (le revenu d'activité utilisé étant celui issu de la déclaration d'impôt sur le revenu). Ces données en coupe présentaient l'inconvénient de ne fournir qu'une seule observation par individu, ce qui rendait difficile la décomposition de la variance entre effet individuel et effets annuels inobservés.

Les équations (1), (2) et (3) ont donc été ré-estimées en utilisant les données de l'échantillon interrégimes de cotisants (EIC) de 2005, appariées à l'échantillon démographique permanent (EDP). Le champ retenu est celui des personnes nées en France en 1970 ou avant et ayant un diplôme renseigné au recensement de 1999.

Le recours à l'EIC présente un double avantage. D'une part, il est constitué des informations enregistrées par les régimes de retraite dans leur système de gestion : les revenus d'activité renseignés sont donc ceux qui seront précisément pris en compte dans le calcul du montant de pension. D'autre part, il s'agit d'une base de données de panel, puisque les revenus d'activité sont connus pour chaque année de la carrière des individus sélectionnés dans l'échantillon.

À l'inverse, une limite importante de l'EIC est qu'il ne contient d'information que sur l'assiette retenue par les régimes de retraite, qui ne représente parfois qu'une partie de l'ensemble des revenus d'activité. En particulier, dans la plupart des régimes de bases, seuls les revenus écrêtés au niveau du plafond de la Sécurité sociale sont connus. Lorsque cela a été possible, cet écrêtement a été corrigé en redressant les revenus d'activité au-delà du plafond (revenus dits « déplafonnés »), au moyen des informations fournies dans l'EIC par les régimes complémentaires (Agirc et Ircantec), ainsi que celles des DADS (déclarations annuelles de données sociales). La correction n'est cependant possible que pour certaines années et pour certains régimes de retraite ; au final, le champ de l'analyse a donc été restreint aux années et régimes pour lesquels la proportion de valeurs manquantes parmi les revenus d'activité déplafonnés reste faible :

- pour le champ des régimes de salariés du privé : on retient les données du régime général (CNAV) à partir de 1976 (à l'exception des années 1981, 1983 et 1990) ;
- pour le champ des fonctionnaires et assimilés : on retient les données concernant la fonction publique d'État (données issues du fichier de paie de l'État) à partir de 1978 (à l'exception des années 1979, 1981, 1987, 1993, 1994 et 1995), celles de la CNRACL à partir de 1992, celles de la SNCF à partir de 1999 et celles des industries électriques et gazières entre 1981 et 2002 ;
- pour le champ des non-salariés : données du RSI artisan et commerçant depuis 1995 et 1996 respectivement, ainsi que les données de la CIPAV depuis 1993.

Par ailleurs, l'âge de fin d'étude a été défini comme l'âge au 31 décembre de l'année précédent la première cotisation de 4 trimestres complets, dans un régime au moins de l'EIC (variable NTTC = 4). Une correction a été appliquée, afin d'éviter qu'un âge de fin d'étude trop élevé ne soit imputé à des personnes peu diplômées mais ayant rencontré des difficultés d'insertion sur le marché du travail : si, pour un individu donné, le premier âge de cotisation de 4 trimestres complets est plus élevé que la limite supérieure du troisième quartile de la distribution des âges de fin d'étude pour les personnes de même année de naissance et de même diplôme, c'est cette valeur du troisième quartile qui est retenue comme âge de fin d'étude. L'âge de fin d'étude est, enfin, borné de manière à être toujours supérieur ou égal à 14 ans et inférieur ou égal à 26 ans.

Spécification pour l'âge de fin d'étude relatif

Les spécifications des équations (1) et (3) font intervenir un âge de fin d'étude *relatif*, et non absolu. Du fait de la démocratisation scolaire et de la forte évolution des distributions d'âge de fin d'étude par génération, « l'effet » d'une fin d'étude à un âge donné varie en réalité vraisemblablement selon l'année de naissance.

Une manière simple de calculer un âge de fin d'étude relatif pourrait consister à soustraire à chaque âge individuel l'âge moyen au sein de la génération. Cette méthode n'est cependant pas forcément légitime, du fait de la forte déformation des distributions de ces âges de fin d'étude au fil des générations : alors que, parmi les générations les plus anciennes, plus de la moitié de la population se concentre sur l'âge de fin d'étude minimal (14 ans), la répartition est beaucoup plus uniforme parmi les générations plus récentes.

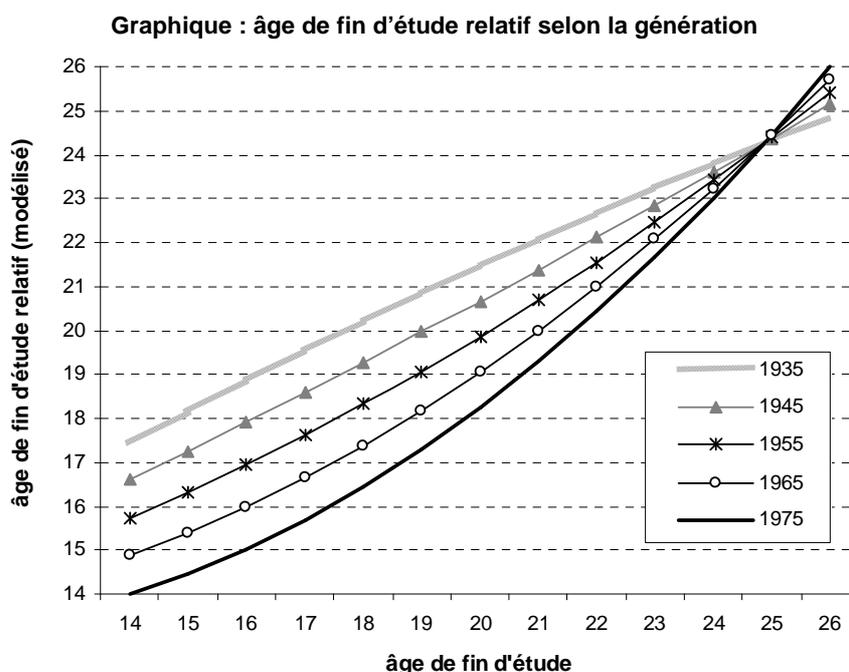
On a donc retenu une autre méthode : dans une régression annexe, on estime par les moindres carrés non linéaires une équation de revenu salarial dans laquelle interviennent l'expérience, l'expérience au carré, ainsi qu'une fonction f (polynôme de degré 2 de l'âge de fin d'étude et de la génération) :

$$\ln\left(\frac{RevSal_{i,t}}{corr_{i,t} * SMPT_t}\right) = \theta_0 + \theta_1.f(\text{AGEFINET}; \text{GEN}) + [\theta_2 + \theta_3.f(\text{AGEFINET}; \text{GEN})] D_{i,t} + [\theta_4 + \theta_5.f(\text{AGEFINET}; \text{GEN})] D_{i,t} * D_{i,t} + \zeta_{i,t} \quad (4)$$

On retient ensuite les paramètres estimés de cette fonction polynôme pour calculer l'âge de fin d'étude relatif :

$$FRel_i = \hat{f}(\text{AGEFINET}_i; \text{GEN}_i) \quad (4')$$

Le graphique suivant représente les résultats de cette imputation : âge de fin d'étude relatif (en ordonnée) selon l'âge de fin d'étude (en abscisse) et la génération. Les effets de génération sont supposés constants avant celle née en 1935 et après celle née en 1975.



Lecture : l'âge de fin d'étude relatif, utilisé pour l'estimation des équations de salaire, sera le même (18 ans) pour une personne née en 1935 qui finit ses études à 15 ans, une personne née en 1955 qui finit ses études à 18 ans et une personne née en 1975 qui termine les siennes à 20 ans.

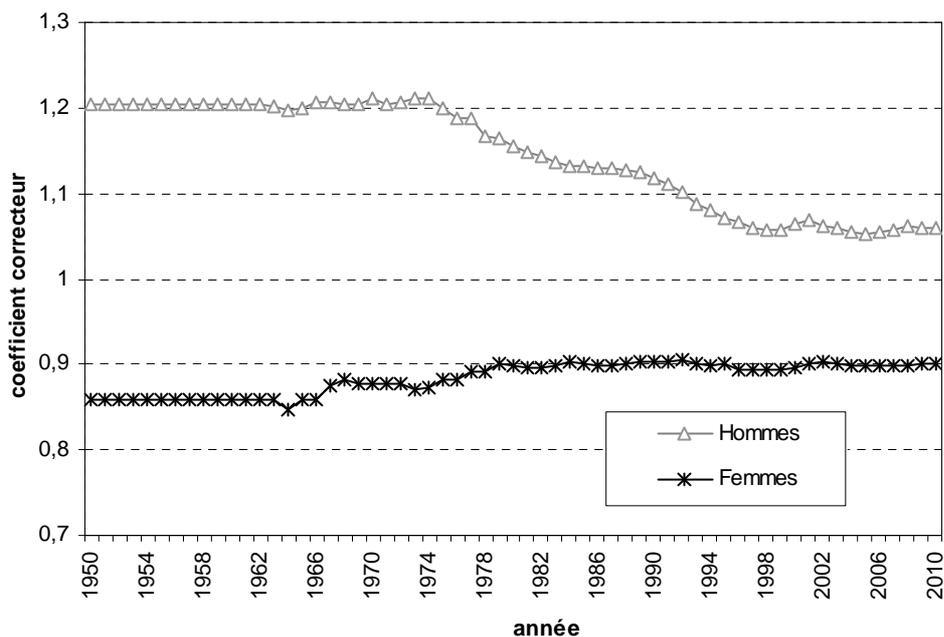
Spécification pour le coefficient correcteur du SMPT

L'équation (1) exprime le revenu d'activité *relatif* au salaire moyen par tête (SMPT) de l'année. Cela est équivalent à l'application d'un « déflateur » de salaire (évoluant comme le SMPT) à tous les revenus d'activité, de manière à les exprimer en « euros constants » d'une année donnée.

On souhaite néanmoins ne retenir dans ce déflateur que les évolutions de la productivité par tête, et pas l'effet mécanique lié à l'évolution de la composition de la main-d'œuvre (par sexe et par âge) au cours du temps. On « corrige » donc la série de SMPT par une série $corr_{i,t}$ (différente pour les hommes et pour les femmes) qui traduit l'évolution de l'effet de composition. Celle-ci est calculée à partir des séries de salaires nets issues des DADS, publiées par l'Insee depuis 1962 (avec une ventilation par sexe et classes d'âge décennales). Le terme correcteur appliqué est le produit de deux termes :

- un terme correcteur de la structure par âge, calculé comme le différentiel d'évolution entre la moyenne pour l'ensemble des salariés (dans laquelle chaque classe d'âge est pondérée par son effectif) et la moyenne simple des classes d'âge entre 26 et 50 ans (chaque classe d'âge décennale recevant la même pondération) ;
- un terme correcteur des différentiels de salaire entre hommes et femmes calculé comme le ratio de la moyenne simple des classes d'âge entre 26 et 50 ans pour le sexe considéré sur la même moyenne pour l'ensemble des salariés.

Graphique : coefficient correcteur du SMPT, utilisé pour le calcul du revenu salarial relatif



Résultats

Les tableaux A1 et A2 qui suivent présentent les résultats des équations pour les 6 catégories de statut d'emploi et de sexe. Les noms des variables font référence à l'expérience D (variable $D_{i,t}$ dans les équations 1, 2 et 3), à l'ancienneté dans le statut E (variables $E_{i,t}$) et à l'âge de fin d'étude relatif FR (variable $FRel_i$). Le tiret bas (« _ ») correspond au produit de deux variables : « FR_D » correspond ainsi, par exemple, à la variable $FR \cdot D$ (c'est-à-dire $FRel_i \cdot D_{i,t}$ dans les équations 1, 2 et 3). Enfin, la variable E_0

correspond à $\text{Max}[6 - E_{i,t}; 0]$ et la variable E_{1er} à l'indicatrice $1(E_{i,t} = 1)$ valant 1 lorsque E vaut 1.

Tableau A1 : résultat de l'estimation de première étape (équation 1)

Nom des variables	Salariés du	Salariés du	Fonctionnaires,	Fonctionnaires,	Non-salariés,	Non-salariés,		
	privé, hommes	privé, femmes	hommes	femmes	hommes	femmes		
	Param.	Param.	Param.	Param.	Param.	Param.		
Constante	-63,90	-66,42	-43,44	-26,92	-54,88	-63,80		
D	3,13	1,10	1,64	0,44	3,56			
D2	-0,05	-0,02	-0,02	0,00	n.s.	-0,09		
D_0	-3,86	2,48	-2,04	1,21	-6,45			
E	1,95	3,09	1,21	1,34	0,68	4,10		
E2	-0,03	-0,04	-0,01	-0,01		-0,15		
E_0	-4,20	-4,70	-0,75	-0,84	-9,95	-4,70		
E_1er	-58,98	-66,68	-17,31	-19,35	-107,63	-109,93		
FR	6,24	6,08	5,14	4,08	2,14	n.s.	1,02	n.s.
FR_D	0,34	0,28	0,38	0,26	0,33	n.s.		
FR_D2	-0,01	-0,01	0,00	0,00	n.s.	-0,01		
FR_D_0	0,53	-0,34	0,90	0,42	1,66	n.s.		
FR_E	0,43	0,20	-0,25	-0,18				
FR_E2	-0,01	0,00	n.s.	0,00	n.s.	0,00	n.s.	
FR_E_0	-0,48	0,16	-0,79	-0,55				
Nb Obs	319 685	267 400	55 407	65 055	11 877	4 376		
R2	0,51	0,49	0,39	0,30	0,38	0,43		

Note : coefficients multipliés par 100. Les coefficients non significatifs sont marqués par la mention « n.s. » ; tous les autres coefficients sont significatifs au seuil de 5 %.

Dans l'équation de première étape (tableau A1), on vérifie qu'on observe pour tous les statuts et pour les deux sexes³¹ un profil du revenu d'activité annuel croissant et concave en fonction de l'expérience sur le marché du travail et en fonction de l'ancienneté dans le statut (coefficient positif pour les variables D et E , et négatif pour les variables $D2$ et $E2$). Les revenus salariaux sont, de plus, en moyenne plus faibles au cours des premières années d'emploi et des premières années suivant un changement de statut (coefficients négatifs associés aux variables E_{1er} , E_0 et D_0).

Par ailleurs, les revenus d'activité sont d'autant plus élevés et leur croissance selon l'âge d'autant plus forte que le niveau de fin d'étude est élevé.

³¹ Pour les femmes non-salariées, les coefficients associés aux variables d'expérience (D et $D2$) étaient non significatifs, vraisemblablement du fait des faibles effectifs disponibles pour l'estimation. Ces variables ont donc été exclues de la spécification pour cette catégorie de personnes.

Tableau A2 : résultats des estimations de deuxième et de troisième étape (variance des effets individuels et annuels – équations 2 et 3)

Nom des variables	Salariés du privé, hommes		Salariés du privé, femmes		Fonctionnaires, hommes		Fonctionnaires, femmes		Non-salariés, hommes		Non-salariés, femmes	
	Param.	P-value	Param.	P-value	Param.	P-value	Param.	P-value	Param.	P-value	Param.	P-value
Effet individuel												
Sig2_indiv	6,62		10,82		3,12		3,44		184,45		152,69	
Effet annuel												
Constante	5,89		7,48		0,82		1,31		6,00		3,75	n.s.
D	-0,26		-0,29		-0,04		-0,06		0,26	n.s.	0,32	n.s.
D2	0,00		0,00		0,00		0,00		-0,01	n.s.	-0,01	
D_0	-0,61		-2,68		0,12		-0,67		-0,62	n.s.	0,62	n.s.
E_0	1,83		2,15		0,10		0,28		1,78		1,76	
E_1er	24,01		22,58		5,64		5,65		7,45		6,87	
FR	0,34		0,12		0,05		0,02	n.s.	0,66		-0,21	n.s.
FR_D_0	-0,36		-0,18		-0,17		-0,04	n.s.	0,90		-1,82	
FR_E_0	0,09		0,23		0,09		0,11		-0,29		0,28	
Nb Obs	228 060		189 913		38 101		45 094		7 454		2 623	
R2	0,19		0,20		0,08		0,05		0,06		0,09	

Note : coefficients multipliés par 100. Les coefficients non significatifs sont marqués par la mention « n.s. » ; tous les autres coefficients sont significatifs au seuil de 5 %.

Les effets individuels (équation 2 – première ligne du tableau A2) ont une variance nettement plus élevée pour les non-salariés que pour les salariés et, parmi ces derniers, pour les salariés du privé que pour les fonctionnaires.

La variance des effets annuels inobservés est également plus faible pour les fonctionnaires que pour les salariés du privé et pour les non-salariés (équation 3 – deuxième partie du tableau A2). Les contrats de travail dans la fonction publique sont en effet plus stables (d'où une moindre variabilité de la durée moyenne en emploi au cours de l'année), et les éléments variables de la rémunération moins importants. Les effets annuels ont par ailleurs une variance nettement plus élevée lors des premières années suivant un changement de statut sur le marché du travail ; cette variance diminue ensuite progressivement avec l'expérience.

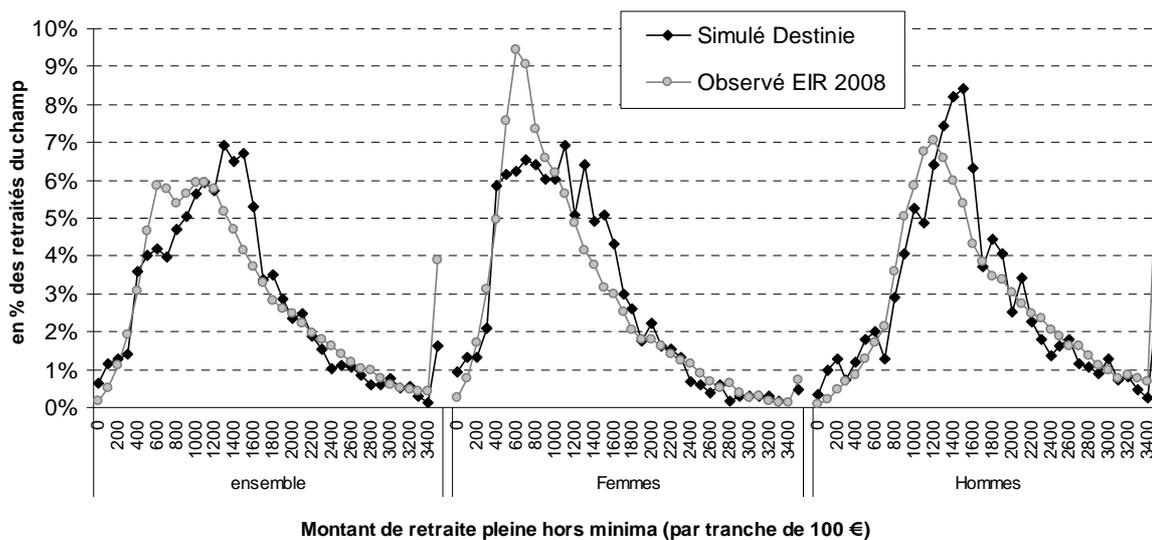
Quelques résultats

Dans Destinie, les revenus d'activité annuels sont simulés en calculant la partie déterministe correspondant à l'équation (1) (toutes les variables intervenant dans cette équation étant des variables internes disponibles dans le modèle) et aux coefficients du tableau A1. Les effets individuels et annuels sont simulés par tirage d'aléas dans une loi normale centrée réduite, puis par multiplication de ces aléas par les écarts-types conditionnels aux caractéristiques des individus, correspondant aux équations (2) et (3) et aux coefficients du tableau A2.

Le graphique suivant représente les montants de retraite pleine hors minima de pension³² observés dans l'échantillon interrégimes de retraités (EIR) de 2008 et simulés dans Destinie, pour les retraités nés entre 1938 et 1942 (inclus) et résidant en France métropolitaine.

³² La « retraite pleine » correspond au montant de pension, après neutralisation des effets de l'âge de liquidation et de la durée de carrière par une division par le taux de liquidation et par le coefficient de proratisation (cf. annexe 2)

Graphique : distribution des montants de retraite pleine hors minima de pension



Champ : retraités nés entre 1938 et 1942, résidents en France métropolitaine, et ne percevant pas de pension de régimes de non-salariés

Annexe 2 : Sensibilité de l'impact estimé des divers dispositifs de redistribution à l'ordre choisi

Dans la dernière partie de ce document de travail, l'incidence des divers dispositifs et mécanismes redistributifs est étudiée en réalisant des simulations successives, dans lesquelles on neutralise l'un après l'autre ces dispositifs et mécanismes dans le calcul des montants de pension. Comme on l'a souligné, l'incidence estimée dépend alors bien sûr de l'ordre dans lequel les dispositifs sont neutralisés, du fait des nombreuses non-linéarités dans les règles. Le choix de l'ordre de neutralisation étant arbitraire, l'effet quantifié présenté dans cette étude est de ce fait en partie conventionnel.

Afin de tester la sensibilité des résultats aux conventions retenues, cette annexe étudie les incidences des dispositifs sous d'autres hypothèses concernant l'ordre de neutralisation.

Il est difficile de déterminer, a priori, comment varient les effets estimés lorsqu'on modifie cet ordre. On peut néanmoins s'attendre à ce que plusieurs effets entrent en jeu :

- a) des effets de superposition : cela concerne en particulier l'application des minima de pension, qui distendent le lien entre le montant de pension et les salaires de carrière : les dispositifs qui jouent essentiellement sur ces derniers (notamment le fait de porter au compte un salaire fictif égal au SMIC en cas d'AVPF) peuvent donc avoir un effet nettement moindre lorsque les minima sont appliqués ;
- b) des effets de composition : comme l'effet des dispositifs est exprimé en pourcentage de la pension « hors dispositif » *tous régimes*, un dispositif qui ne joue que sur l'une des composantes de la pension (base ou complémentaire) augmentera le poids de cette composante dans la pension totale, et donc renforcera l'effet quantifié pour les dispositifs jouant sur la même composante : par exemple, l'impact des dispositifs qui jouent uniquement sur le coefficient de proratisation dans les régimes de base (MDA, AVPF, périodes assimilées³³) devrait apparaître plus fort lorsque cette pension « hors dispositif » inclut les minima de pension que lorsqu'elle ne les inclut pas ; pour la même raison, l'application des minima de pension devrait avoir un impact multiplicatif plus fort sur la pension tous régimes lorsque les dispositifs permettant d'accroître la durée validée dans les régimes de base jouent ;
- c) des effets de substitution : du fait de la borne à 1 du coefficient de proratisation, les dispositifs permettant d'accroître la durée validée ne sont que partiellement « utiles », dans la mesure où ils ne jouent que tant que les personnes ne disposent pas déjà d'une durée suffisante ; en ce sens, leurs effets peuvent se substituer l'un à l'autre : pour un dispositif donné, l'effet apparent paraîtra plus ou moins fort selon que les autres dispositifs permettant d'accroître la durée validée ont été ou non neutralisés³⁴ ; dans cette étude, l'ordre de neutralisation retenu est le suivant : MDA, puis périodes d'AVPF, puis périodes assimilées : cela a donc pour effet de diminuer l'incidence estimée pour la première relativement aux secondes, et plus encore aux troisièmes.

³³ Ces dispositifs peuvent en réalité jouer également sur le montant de pension dans les régimes complémentaires, en jouant sur le taux de liquidation. Néanmoins, cet effet est neutralisé dans notre analyse, puisqu'on raisonne uniquement sur des liquidations au taux plein (sans décote ou abattement, ni surcote).

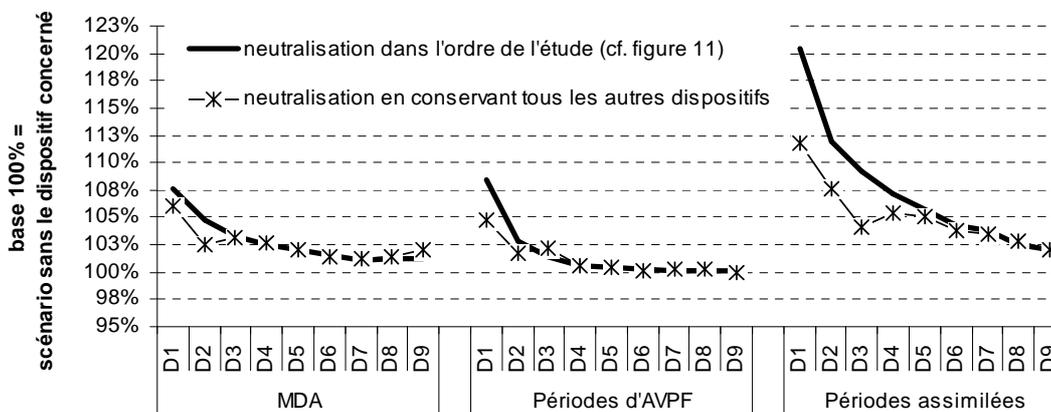
³⁴ Prenons l'exemple d'une personne dont la durée de référence pour le coefficient de proratisation est de 40 années, et qui dispose de 38 années cotisées ainsi que de 2 années de périodes assimilées et de 2 années de MDA. Si l'on neutralise la MDA en premier, celle-ci ne semble avoir aucun impact sur le montant de pension (les trimestres correspondant sont alors dits « inutiles »), puisque la personne a déjà un coefficient de proratisation de 1 en cumulant sa durée cotisée et ses périodes assimilées. Neutralisées dans un second temps, l'impact de ces dernières apparaît positif, puisqu'il permet de porter le coefficient de proratisation de (38/40) à 1. Cependant, le résultat aurait été inverse si on avait neutralisé ces périodes assimilées en premier : dans ce cas, l'impact de ces périodes serait apparu nul, alors que celui de la MDA aurait été positif.

Réaliser des simulations pour *tous* les ordres de neutralisation possibles aurait peu d'intérêt. Afin d'illustrer l'importance que peut avoir l'ordre de neutralisation sur l'impact estimé de chaque dispositif, on compare dans cette annexe l'effet qui a été estimé et présenté dans cette étude avec celui qui serait quantifié si on neutralisait *uniquement* le dispositif concerné (en conservant tous les autres).

Les principaux dispositifs permettant d'accroître la durée validée (MDA, périodes d'AVPF et périodes assimilées) ont un impact estimé plus faible lorsqu'on les neutralise de manière isolée que lorsqu'on le fait après avoir neutralisé d'autres dispositifs (dont les minima de pensions) (graphique A). L'écart est le plus grand pour les périodes assimilées : ce résultat était attendu, du fait d'un effet de substitution avec les autres dispositifs de durée. Comme, dans le corps principal de cette étude, les périodes assimilées sont neutralisées après avoir déjà annulé la MDA et les périodes d'AVPF, les périodes assimilées s'avèrent plus fréquemment « utiles » (via leur effet sur le coefficient de proratisation) dans le calcul du montant de la pension.

Pour la MDA, et dans une certaine mesure les périodes d'AVPF, on aurait pu s'attendre à un effet plus fort lorsqu'on neutralise le dispositif de manière isolée, du fait de l'effet de composition. Cela n'est en réalité pas le cas. Le résultat observé pourrait s'expliquer par des effets de substitution entre l'impact des dispositifs de durée et celui des minima de pension. Ces substitutions pourraient passer par au moins deux canaux : 1) dans la fonction publique, le minimum garanti n'est pas appliqué au prorata strict de la durée validée³⁵ : ce minimum de pension ne joue donc pas seulement sur le salaire de référence, mais aussi sur le taux de proratisation, et son effet peut donc se « substituer » partiellement à celui des dispositifs de durée ; 2) une substitution entre ces dispositifs est également induite par la règle d'écrêtement des minima de pension selon la condition de pension tous régimes, introduite à partir de 2012 : la prise en compte des dispositifs de durée peut, dans certains cas, augmenter le montant de pension au-delà du seuil d'écrêtement, et donc réduire le montant versé au titre des minima de pension.

Graphique A : Modification des déciles de montant de pension liée à chaque mécanisme permettant d'accroître la durée validée



Source : Insee, modèle Destinie 2

Champ : Retraités n'ayant pas de pension d'indépendant et ayant travaillé au moins un an, nés entre 1955 et 1964 et résidant en France métropolitaine

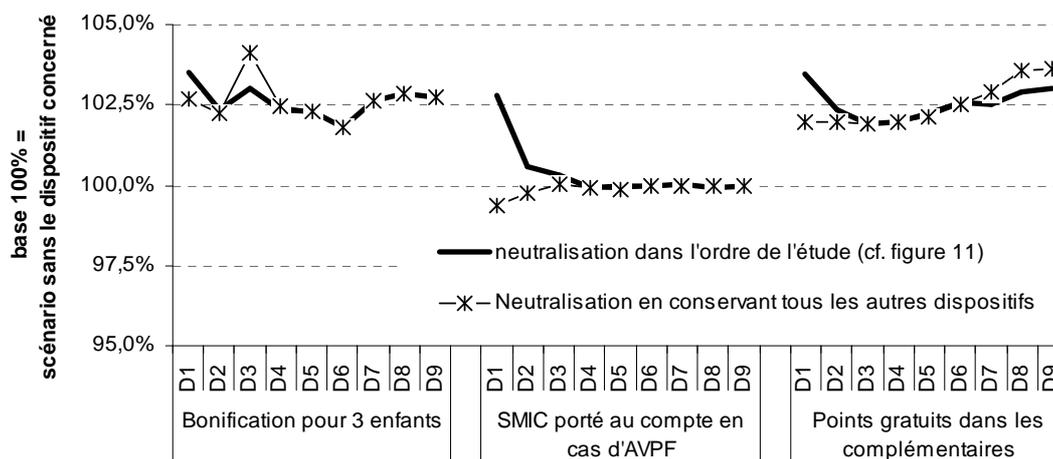
Lecture : cf. figure 11

En ce qui concerne les autres dispositifs de redistribution, l'impact de l'ordre de neutralisation est plus ténu, en lien avec les effets eux-mêmes plus faibles des dispositifs.

³⁵ Par exemple, en 2012, 15 années de services dans la fonction publique garantissent de percevoir au moins 57,5 % du montant du minima garanti « complet » (défini par la valeur au 1^{er} janvier 2004 de l'indice majoré 227, revalorisé entre 2004 et 2012 comme l'ont été les pensions). Ce taux est sensiblement supérieur au ratio de la durée validée sur la durée de référence pour le coefficient de proratisation (par exemple, 15/41 ≈ 37% pour une personne ayant 60 ans en 2012).

L'effet du salaire fictif (égal au SMIC) porté au compte en cas d'AVPF est quasiment nul, voire légèrement négatif pour les plus basses pensions, lorsque ce dispositif est neutralisé en conservant tous les autres. Il bénéficie en effet principalement à des femmes à bas salaires, dont le SAM reste souvent inférieur au seuil du minimum contributif, même après prise en compte des SMIC « fictifs » : l'application de ce minimum gomme alors totalement l'effet du dispositif.

Graphique B : Modification des déciles de montant de pension liée à la bonification de pension pour 3 enfants et plus, au fait de porter un salaire fictif au compte en cas d'AVPF, et aux points gratuits dans les complémentaires



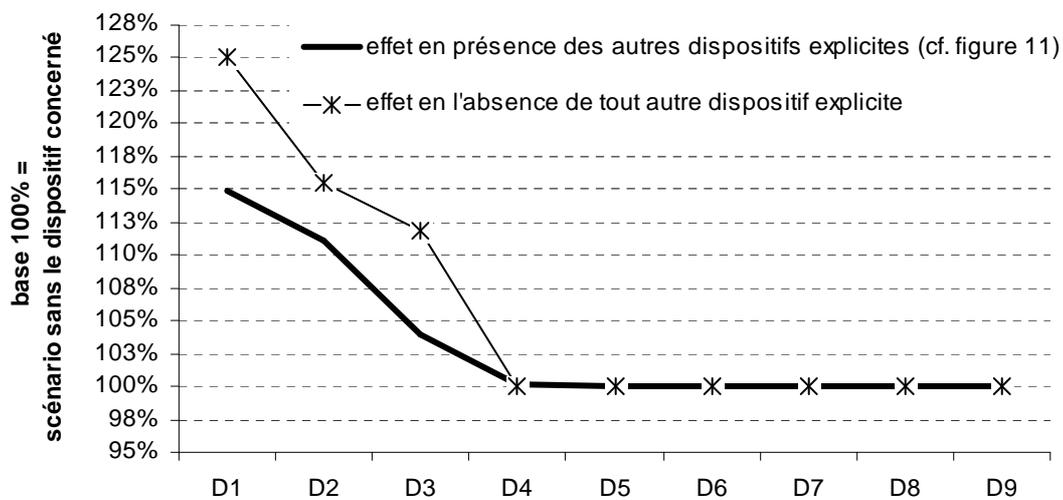
Source : Insee, modèle Destinie 2

Champ : Retraités n'ayant pas de pension d'indépendant et ayant travaillé au moins un an, nés entre 1955 et 1964 et résidant en France métropolitaine

Lecture : cf. figure 11

Enfin, en ce qui concerne les minima de pension, ces derniers avaient été neutralisés en premier dans le corps de cette étude : pour ces dispositifs, l'effet estimé correspondait bien à l'effet « en conservant tous les autres dispositifs ». On peut toutefois procéder à l'exercice inverse de ce qui a été fait ci-dessus pour les autres dispositifs. L'effet estimé est, dans le bas de la distribution des pensions, nettement plus fort lorsque les autres dispositifs explicites de redistribution ont été neutralisés (graphique C) : il est par exemple de +25 % sur le premier décile de montant de pension, alors qu'il est de +15 % lorsque les autres dispositifs jouent. Ce résultat traduit vraisemblablement l'effet de substitution déjà évoqué à propos des dispositifs de durée, passant par les spécificités du minimum garanti dans la fonction publique et par l'écrêtement des minima selon une condition de pension tous régimes.

Graphique C : Modification des déciles de montant de pension liée à l'application des minima de pension (minimum contributif et minimum garanti)



Source : Insee, modèle Destinie 2

Champ : Retraités n'ayant pas de pension d'indépendant et ayant travaillé au moins un an, nés entre 1955 et 1964 et résidant en France métropolitaine

Lecture : cf. figure 11

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises		Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade		françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicollinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH	G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)	G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive	G 9313	Équipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Méric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)	G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty: When is there a Value of Waiting?
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth	G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9101	Équipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale	G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade: empirical evidences for the major five industrialized countries	G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantielles	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life	G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation: an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity	G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale	G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIÉ Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Bis Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies	G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature	G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective <i>NON PARU - article sorti dans Économie et Prévision n° 122 (1996) - pages 95 à 113</i>
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique	G 9402	J. GAUTIÉ Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Érasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique	G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés	G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKES L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS NON PARU	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? <i>Une modélisation microéconométrique empirique</i>
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9309	L. BLOCH - B. CŒURE Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers	G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique	G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimale du capital : quelques points de repère	G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation	G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises	G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement		
G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE			G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une analyse économique des politiques française et allemande		

G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation
G 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU: the case of France
G 9612	PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence?
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité
G 9705	E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level
G 9706	M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles
G 9707	M. HOUEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process: scenarios for capital accumulation
G 9711	G. FORGEOT - J. GAUTÉ Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement
G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?
G 9713	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1996
G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?
G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ? Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE
G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français
G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level
G 9718	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général
G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français
G 9720	M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises
G 9721	A. MOURougane Crédibilité, indépendance et politique monétaire Une revue de la littérature
G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises Passage des données individuelles aux données sectorielles
G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience
G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A <i>paraître</i>
G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS
G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996
G 9803	X. BONNET - S. DUCHÈNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »
G 9804	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing
G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms
G 9806	J. ACCARDO - M. JLASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996
G 9807	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1997

G 9808	A. MOURougane Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy?
G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française
G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data
G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique
G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique
G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?
G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires
G 9901	S. DUCHÈNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale
G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie
G 9903	Ch. COLIN Évolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation
G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances
G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques
G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France
G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement
G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998
G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Évaluation des effets d'une politique sociale
G 9910	Ch. COLIN - FI. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique
G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France
G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail
G 9912 Bis	Ch. GIANELLA Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9915	R. DUHAUTOIS Évolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)
G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Évolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle Une estimation sur données françaises
G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Équivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?
G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi
G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages
G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles

	- Computerization in France: an evaluation based on individual company data	G2002/01	F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats	G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites	G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2001/01	F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth	G2002/02	Bilan des activités de la DESE - 2001	G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?	G2002/03	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?	G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992	G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Évolution et répartition du surplus de productivité	G2002/04	G. BRILHAULT - Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets	G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002	G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2001/04	A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées	G2002/05	P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach	G2003/04	P.-O. BEFFY - J. DERUYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model: An empirical reassessment using panel data	G2002/06	C. AUDENIS - J. DERUYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique	G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé	G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude	G2002/07	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE	G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?	G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000	G2002/08	J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées	G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite	G2002/09	F. HILD Les soldes d'opinion résumant-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?	G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	G2004/14	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2001/09	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles	G2002/10	I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999	G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90	G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2001/10	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Évaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires	G2002/11	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté	G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé	G2002/12	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France	G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area	G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2001/12	J.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVENEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale	G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production	G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2001/13	P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry	G2002/14	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach	G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme	G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique
G2001/14	I. ROBERT-BOBÉE Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility	G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBÉE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants	G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français	G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
G2001/15	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages"			G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes	G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique
G2001/16	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?			G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?	G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE
G2001/17	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?					G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.

G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démogra- phiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires
G2006/04	J.-F. OUVRARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVRARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffrages, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans
G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984- 2002
G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés

G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont- elles à la frontière technologique ?
G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?
G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises
G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision
G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)
G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale
G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé
G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne
G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?
G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen
G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France
G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France: a DSGE type approach
G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market
G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France
G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail
G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?
G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin
G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques
G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland
G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Économies d'agglomération et productivité des

G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française
G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?
G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?
G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program
G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?
G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu
G2008/10	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition
G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France
G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution Une approche empirique sur données individuelles
G2008/13	M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype
G2009/01	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007
G2009/02	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate
G2009/03	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data
G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marche-pied vers l'emploi stable ?
G2009/05	G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON Le partage des fruits de la croissance de 1950 à 2008 : une approche par les comptes de surplus
G2009/06	L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE Faut-il pondérer?... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête
G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages

G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background
G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2009/12	J. BARDAJI - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France: a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGÈRE - R. RATHELOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de <i>testing</i> ?
G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques
G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade
G2010/01	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel de la croissance trimestrielle du PIB en France
G2010/02	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data
G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000 Tome 1 – Version avec volumes à prix constants
G2010/04	M.-É. CLERC - É. COUDIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel
G2010/05	N. CECI-RENAUD - P.-A. CHEVALIER Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises
G2010/06	R. AEBERHARDT - J. POUGET National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions - Evidence on French Full- Time Male Workers from a matched Employer- Employee Dataset
G2010/07	S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?
G2010/08	P. GIVORD Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques
G2010/09	P.-Y. CABANNES - V. LAPÈGUE - E. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI Quelle croissance de moyen terme après la crise ?
G2010/10	I. BUONO - G. LALANNE La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers

G2010/11	R. RATHELOT - P. SILLARD L'apport des méthodes à noyaux pour mesurer la concentration géographique - Application à la concentration des immigrés en France de 1968 à 1999		prises sur la base des contrôles fiscaux et son insertion dans les comptes nationaux
G2010/12	M. BARATON - M. BEFFY - D. FOUGÈRE Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite - Le cas des enseignants du second degré public	G2011/10	A. SCHREIBER - A. VICARD La tertiarisation de l'économie française et le ralentissement de la productivité entre 1978 et 2008
G2010/13	D. BLANCHET - S. BUFFETEAU - E. CRENNER S. LE MINEZ Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats	G2011/11	M.-É. CLERC - O. MONSO - E. POULIQUEN Les inégalités entre générations depuis le baby-boom
G2010/14	D. BLANCHET - E. CRENNER Le bloc retraites du modèle Destinie 2 : guide de l'utilisateur	G2011/12	C. MARBOT et D. ROY Évaluation de la transformation de la réduction d'impôt en crédit d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile en 2007
G2010/15	M. BARLET - L. CRUSSON - S. DUPUCH - F. PUECH Des services échangés aux services échangeables : une application sur données françaises	G2011/13	P. GIVORD - R. RATHELOT - P. SILLARD Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program
G2010/16	M. BEFFY - T. KAMIONKA Public-private wage gaps: is civil-servant human capital sector-specific?	G2011/14	X. D'HAULTFOEUILLE - P. GIVORD - X. BOUTIN The Environmental Effect of Green Taxation: the Case of the French "Bonus/Malus"
G2010/17	P.-Y. CABANNES - H. ERKEL-ROUSSE - G. LALANNE - O. MONSO - E. POULIQUEN Le modèle Mésange réestimé en base 2000 Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés	G2011/15	M. BARLET - M. CLERC - M. GARNEO - V. LAPÈGUE - V. MARCUS La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro
G2010/18	R. AEBERHARDT - L. DAVEZIES Conditional Logit with one Binary Covariate: Link between the Static and Dynamic Cases	G2011/16	R. AEBERHARDT - I. BUONO - H. FADINGER Learning, Incomplete Contracts and Export Dynamics: theory and Evidence from French Firms
G2011/01	T. LE BARBANCHON - B. OURLIAC - O. SIMON Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE	G2011/17	C. KERDRAIN - V. LAPÈGUE Restrictive Fiscal Policies in Europe: What are the Likely Effects?
G2011/02	C. MARBOT Une évaluation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile	G2012/01	P. GIVORD - S. QUANTIN - C. TREVIEN A Long-Term Evaluation of the First Generation of the French Urban Enterprise Zones
G2011/03	L. DAVEZIES Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multi-niveaux : propriétés et mises en œuvre des modélisations de l'hétérogénéité dans le cas de données groupées	G2012/02	N. CECI-RENAUD - V. COTTET Politique salariale et performance des entreprises
G2011/04	M. ROGER - M. WASMER Heterogeneity matters: labour productivity differentiated by age and skills	G2012/03	P. FÉVRIER - L. WILNER Do Consumers Correctly Expect Price Reductions? Testing Dynamic Behavior
G2011/05	J.-C. BRICONGNE - J.-M. FOURNIER V. LAPÈGUE - O. MONSO De la crise financière à la crise économique L'impact des perturbations financières de 2007 et 2008 sur la croissance de sept pays industrialisés	G2012/04	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD School as a shelter? School leaving-age and the business cycle in France
G2011/06	P. CHARNOZ - É. COUDIN - M. GAINI Wage inequalities in France 1976-2004: a quantile regression analysis	G2012/05	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD A scarred generation? French evidence on young people entering into a tough labour market
G2011/07	M. CLERC - M. GAINI - D. BLANCHET Recommendations of the Stiglitz-Sen-Fitoussi Report: A few illustrations	G2012/06	P. AUBERT et M. BACHELET Disparités de montant de pension et redistribution dans le système de retraite français
G2011/08	M. BACHELET - M. BEFFY - D. BLANCHET Projeter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus : une comparaison de trois modèles		
G2011/09	C. LOUVOT-RUNAVOT L'évaluation de l'activité dissimulée des entre-		