

Direction de la recherche, des études,
de l'évaluation et des statistiques
DREES

SÉRIE
ÉTUDES

**DOCUMENT
DE
TRAVAIL**

L'évolution de la pension moyenne dans les
modèles de simulation à long terme
des dépenses de retraite

Catherine BAC, Carole BONNET, Emilie RAYNAUD

n° 33 – juin 2003

Les auteurs remercient Christel Colin, Antoine Deruennes, François Lagarde et Emmanuelle Walraet pour leurs remarques et suggestions et restent seules responsables des erreurs pouvant subsister.

Sommaire

I. L'évolution de la pension moyenne ne correspond pas forcément à celle de l'individu moyen, en raison des non linéarités liées à la durée de cotisations	6
II. Estimation de l'ampleur sur données observées des divergences d'évolution entre pension moyenne et pension d'un individu moyen	13
A. Distribution observée des durées de cotisation des retraités en 2001.....	13
B. Influence du coefficient de proratisation.....	17
C. Influence du taux de liquidation.....	19
D. Influences combinées du taux de liquidation et du coefficient de proratisation.....	21
E. Impact de la prise en compte de la condition d'âge, présente dans la formule de calcul de la pension de retraite	23
III. Évaluation de l'écart entre la moyenne des pensions et la pension d'un individu moyen selon la distribution des durées de cotisations	27
A. Les distributions pour les hommes.....	28
B. Les distributions pour les femmes.....	31
Annexe 1 - Décomposition pour les polypensionnés des trimestres validés au Régime général et dans les autres régimes, selon l'âge et le genre	35
Annexe 2 - Ajustement de la distribution des durées de cotisation des hommes à l'aide de lois statistiques standards	41

Dans le cadre des travaux de simulation à long terme de l'évolution des systèmes de retraite réalisés pour le Conseil d'orientation des retraites, une maquette agrégée a été élaborée par la DREES. Cette maquette simule le fonctionnement d'un régime de retraites unique, en répartition, qui agrège l'ensemble des régimes publics et privés obligatoires, de base et complémentaires, pour projeter l'ensemble des dépenses de retraites. Cette maquette permet en particulier de mettre en cohérence les hypothèses démographiques avec les scénarii économiques.

De nombreuses variantes ont ainsi été réalisées dans le cadre des débats du Conseil d'orientation des retraites (COR) : chocs démographiques (hausse de la fécondité, moindre allongement de l'espérance de vie, solde migratoire plus important) et économiques (hausse de la productivité, taux de chômage plus élevé ou encore modification de la part des salaires dans la valeur ajoutée), variantes de rééquilibrage du régime.

Cependant, une telle maquette ne permet pas de décrire l'impact de changements institutionnels dans les différents régimes et **implique par ailleurs le recours à des hypothèses exogènes sur l'évolution de la pension moyenne** et sur l'âge moyen de cessation d'activité. Il s'agit donc de réfléchir à la manière d'endogénéiser dans la maquette ce paramètre clé qu'est la pension moyenne (tous régimes) ou à défaut de l'endogénéiser, de réaliser une étude en amont afin de décrire son évolution.

Dans le domaine des simulations de l'évolution à long terme du système de retraite, d'autres outils sont par ailleurs disponibles : les projections par régimes, le modèle de microsimulation dynamique Destinie de l'INSEE et la maquette Mars réalisée par la Direction de la Prévision (DP) et la Direction de la Sécurité sociale (DSS). Il s'agit alors d'étudier en quoi ces différents outils permettent de répondre à nos interrogations quant à l'évolution de la pension moyenne en projection.

- ✓ L'idée qui vient naturellement à l'esprit pour projeter les évolutions des régimes de retraite est d'agréger les projections par régimes. En effet, ces dernières, réalisées régulièrement par les régimes eux-mêmes pour leur « pilotage », sont rassemblées périodiquement lors des travaux préparatoires des différents rapports sur les retraites : Livre Blanc, rapport Briet, rapport Charpin, rapport du COR... On pourrait en déduire une évolution de la pension moyenne en projection. Cependant, si cette démarche semble adaptée pour bâtir un scénario central, il semble difficile en pratique d'interroger à chaque occurrence d'une variante¹.
- ✓ Le modèle de microsimulation dynamique Destinie a été construit pour prendre en compte l'hétérogénéité des individus. Son principal objectif est d'ajouter à un raisonnement habituel en termes de moyenne des éléments concernant les distributions. Cependant, ce raisonnement sur une population s'accompagne d'un manque de flexibilité, en particulier pour la mise en œuvre des variantes démographiques ou économiques. Par ailleurs, la population couverte par Destinie est principalement celle des salariés du secteur privé.
- ✓ Le modèle MARS, élaboré conjointement par la DSS et la DP, simule l'évolution du Régime général du secteur privé (CNAV) et des régimes complémentaires (ARRCO et AGIRC), et par conséquent, l'évolution de la pension moyenne de ces régimes. On disposerait alors là d'une réponse partielle à notre question.

Cependant, la maquette MARS raisonne sur un individu moyen par génération. Par individu moyen, on entend un individu qui aurait connu le salaire moyen et les conditions d'activité moyenne de sa génération à chaque âge. Le calcul de la pension moyenne d'une génération consiste alors à appliquer la formule de calcul du régime général à son salaire et à sa durée d'activité moyenne. Une

¹ Par ailleurs, si l'agrégation est possible en terme de masses financières, elle semble plus délicate en nombre de retraités en raison des polypensionnés.

distinction est réalisée par sexe. Par ailleurs, un élément d'hétérogénéité est introduit avec une distribution des âges de liquidation par génération, distribution qui évolue en projection.

En raison des non linéarités importantes présentes dans la formule de calcul de la pension du régime général², on peut cependant s'interroger sur la pertinence d'un raisonnement en termes d'individu moyen et sur les éventuels biais introduits sur l'évolution de la moyenne des pensions.

Cette question constitue la première étape d'un travail consistant à améliorer les exercices de projection des dépenses de retraite, en décrivant l'évolution de la pension moyenne tous régimes. En effet, si un raisonnement en termes d'individu moyen dans le régime général introduit des distorsions sur l'évolution de la pension moyenne, il sera nécessaire d'adopter une démarche différente, avant d'envisager dans un deuxième temps la manière de décrire l'évolution de la pension moyenne tous régimes.

L'objectif de cette étude est double. D'une part, il s'agit de mettre en évidence ces non linéarités et d'en donner une évaluation à partir des données observées. D'autre part, il s'agit d'appréhender l'évolution dans le temps de l'impact de ces non linéarités. En effet, si un écart existe entre la moyenne des pensions des individus d'une population et la pension de l'individu moyen³, mais qu'il peut raisonnablement être supposé stable en évolution, il suffit alors dans un modèle de projection de « caler » la première pension de l'individu moyen sur la moyenne des pensions de la première année considérée. À l'inverse, si l'écart est susceptible de se modifier au cours du temps, il faut en tenir compte.

On met ainsi en évidence dans un premier temps certains des facteurs de non linéarités à partir de la formule de calcul de la pension de base. On les teste ensuite de manière théorique, en comparant la pension de retraite d'un individu moyen (notée P_m) d'une catégorie donnée (par exemple, la génération) et la pension qui serait obtenue en effectuant la moyenne des pensions (notée \bar{P}) des individus de cette catégorie. Puis, on estime sur des données réelles, issues de l'Échantillon inter-régimes de retraités (EIR) 2001, l'écart pouvant exister entre ces deux grandeurs. Enfin, la troisième partie est consacrée à la manière dont cet écart peut évoluer sous l'effet de la déformation des distributions de la durée de cotisation en projection.

I. L'évolution de la pension moyenne ne correspond pas forcément à celle de l'individu moyen, en raison des non linéarités liées à la durée de cotisations

La pension du Régime général est calculée comme une fraction du salaire de référence [Salaire annuel moyen (SAM)]. Cette fraction s'obtient par la multiplication d'un taux de liquidation et d'un coefficient de proratisation, ratio entre la durée de cotisation de l'assuré au Régime général et 150 trimestres.

Le taux plein de liquidation est égal à 50 % si l'âge de liquidation est égal à 65 ans et plus ou si la durée de cotisation tous régimes est au moins égale à la durée légale requise. Celle-ci était de 150 trimestres jusqu'à la réforme de 1993. Elle augmente progressivement à 160 trimestres à raison d'un trimestre par génération à partir de la génération 1933. Si les conditions de taux plein ne sont pas remplies, le taux est réduit de 1,25 % par trimestre manquant pour atteindre soit la durée requise soit

² Les non linéarités sont engendrées entre autres par les règles portant sur les abattements des taux de liquidation lorsque l'assuré n'a pas atteint la durée de cotisation permettant d'obtenir une pension à taux « plein », ou sur l'écêtement à 150 trimestres de la durée de cotisation.

³ L'individu moyen est défini par les caractéristiques moyennes de la population considérée.

65 ans. Le calcul le plus favorable pour le retraité est retenu. La liquidation des droits n'étant possible qu'à partir de 60 ans, le taux de liquidation ne peut être inférieur à 25 %.

Le salaire de référence (SAM) représentait la moyenne des 10 meilleurs salaires annuels bruts tronqués par le plafond de la Sécurité sociale⁴, revalorisés. La revalorisation consiste à actualiser le salaire entre l'année où il a été effectivement perçu et l'année de la liquidation. Depuis 1987, les salaires sont revalorisés en utilisant l'indice des prix. Enfin, la réforme de 1993 porte progressivement la moyenne des salaires aux 25 meilleures années.

Formule de calcul de la pension de base du régime général :

$$P = \tau \times \min\left(1, \frac{D}{150}\right) \times SAM \quad \text{avec } \tau = 50 - 1,25 \times \min(4 \times \max(0; 65 - A); \max(0; nbTrimR - D_{tot}))$$

(A étant l'âge de départ à la retraite, D la durée de cotisation au régime général, D_{tot} la durée de cotisation tous régimes confondus, nbTrimR le nombre de trimestres requis pour avoir le taux plein⁵, τ le taux de liquidation exprimé en pourcentage, SAM la moyenne des s⁶ meilleurs salaires annuels plafonnés revalorisés).

Trois paramètres interviennent dans cette formule de calcul : l'âge de départ, le SAM et les durées de cotisation au régime général et tous régimes confondus.

- La pension de l'individu moyen est calculée comme :

$$P_m = \tau_m \times \min\left(1, \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n D_i}{150}\right) \times \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n SAM_i\right) \text{ avec}$$

$$\tau_m = 50 - 1,25 \times \min\left(4 \times \max\left(0; 65 - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n A_i\right); \max\left(0; nbTrimR - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n D_{tot}(i)\right)\right) \quad \text{on note } \bar{A} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n A_i \quad \text{et}$$

$$\bar{D} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n D_{tot}(i)$$

L'individu moyen a les caractéristiques moyennes : D et D_{tot} moyennes, SAM moyen et âge de liquidation moyen.

- La moyenne des pensions est calculée comme :

$$\bar{P} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\tau_i \times \min\left(1, \frac{D_i}{150}\right) \times SAM_i \right)$$

En raison de la présence des min et des max et de la forme multiplicative de la formule de calcul, il est difficile d'écrire de manière simple la relation entre la pension de l'individu moyen et la moyenne des pensions. On choisit alors de procéder par étapes :

⁴ C'est-à-dire pris en compte dans la limite du plafond de la Sécurité sociale (2 432 € en 2003).

⁵ Le nombre de trimestres requis pour avoir le taux plein est de 150 trimestres jusqu'à la génération 1933, puis il augmente progressivement d'un trimestre par génération pour atteindre 160.

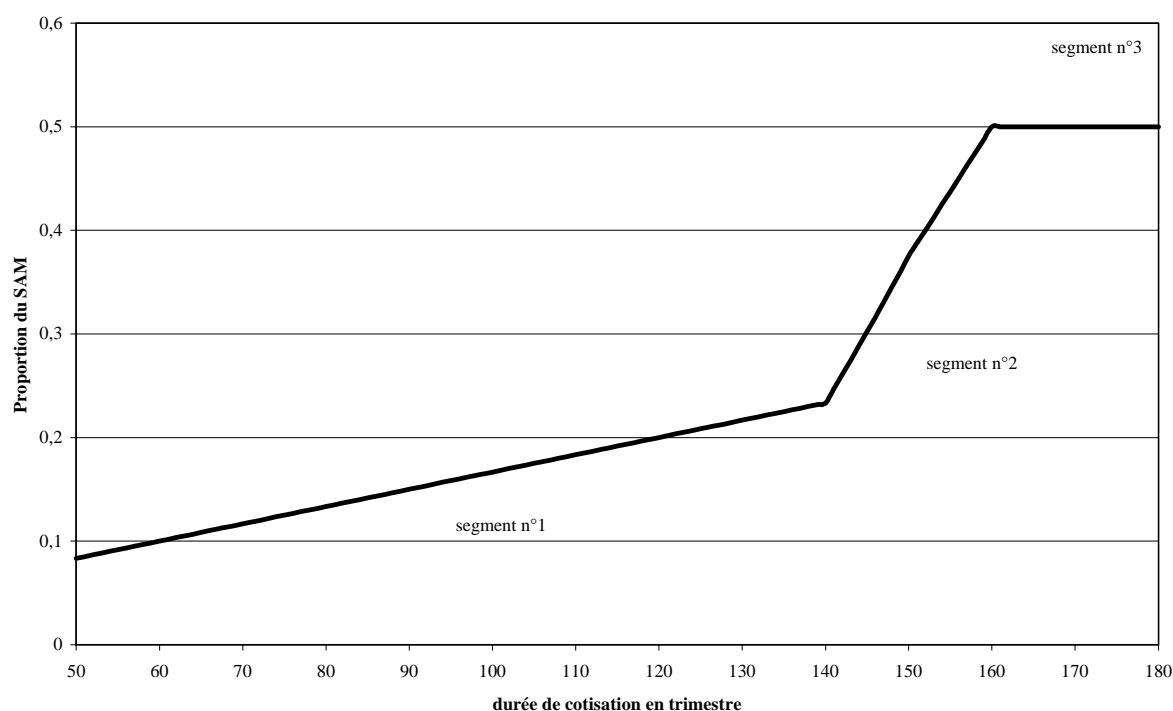
⁶ Pour la génération 1933, s est égal à 10 ans, il augmente ensuite progressivement d'un an par génération pour atteindre 25 ans.

Dans un premier temps, on laisse de côté l'étude du SAM, en gardant à l'esprit que le plafonnement induit certainement aussi des non linéarités. On ignore aussi le fait que le SAM et la durée de cotisation sont certainement liés. De même, l'impact en termes de non linéarité du dispositif du minimum contributif et de la règle des 200 heures rémunérées au SMIC n'est pas étudié.

Dans cette première partie théorique, le champ retenu est celui des affiliés du Régime général unipensionnés. Dans ce cas, D et Dtot sont confondues. Les retraités polypensionnés seront pris en compte dans la section suivante sur données réelles.

L'importance de la durée de cotisation comme élément de non linéarité est illustrée dans le graphique 1. On représente la pension (en proportion du SAM) en fonction de la durée de cotisation en trimestres. L'individu est supposé partir à 60 ans, quelle que soit sa durée de cotisation. Ceci implique que le taux minimum de liquidation de 25 % peut être atteint.

Graphique 1 - Fraction du salaire de référence en fonction du nombre de trimestres validés, sous l'hypothèse d'un départ à la retraite à 60 ans

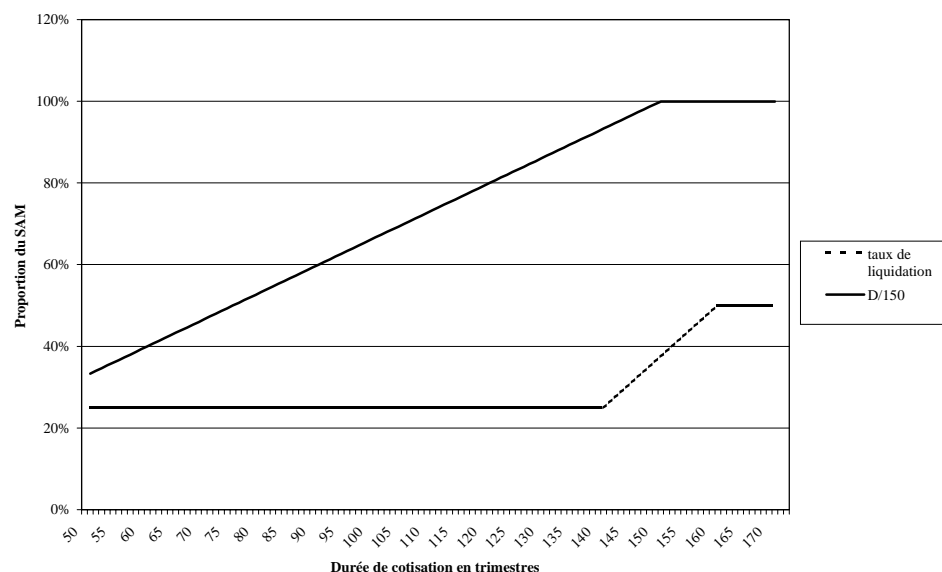


Note : L « segment n° 2 » est qualifié de « segment » de manière un peu rapide. En réalité, il présente une « quasi » linéarité, le coefficient de proratisation atteignant sa valeur maximale (égale à 1) dès 150 trimestres (graphique 2).

Cette proportion du SAM est une combinaison de l'effet de la proratisation et du taux de liquidation. L'effet de la proratisation est parfaitement linéaire jusqu'à 150 trimestres. Le taux de liquidation est quant à lui constant (à 25 %) en dessous de 140 trimestres cotisés⁷ puis il croît linéairement jusqu'à 160 trimestres, où il atteint son maximum de 50 % (graphique 2).

⁷ Ceci est valable puisque les individus partent à 60 ans. À l'autre extrême, si les individus attendent d'avoir le taux plein, seul le coefficient de proratisation joue (voir infra).

Graphique 2 - Valeurs du taux de liquidation et de la durée de proratisation en fonction du nombre de trimestres cotisés

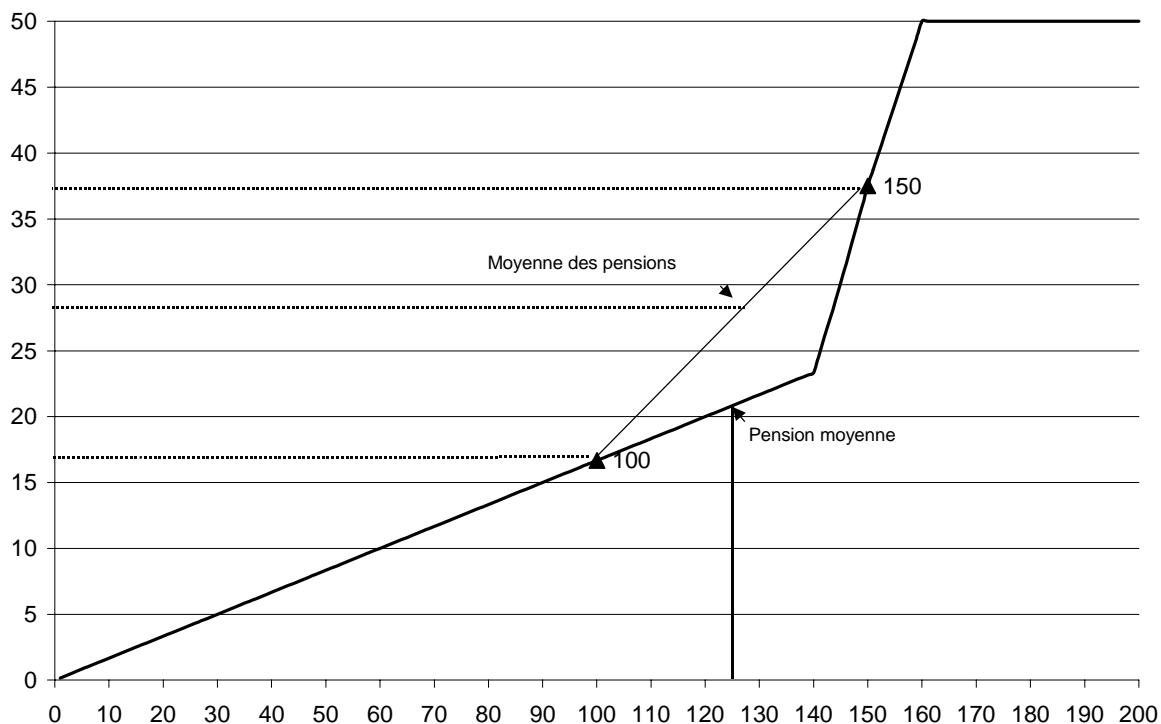


En se reportant au graphique 1, il est possible de comparer de manière simple la pension moyenne de deux individus avec la moyenne de leurs deux pensions. Quatre cas se présentent :

Cas n° 1 : Les deux individus se situent sur le même segment. La moyenne des durées cotisées appartient aussi au même segment. La pension moyenne et la moyenne des pensions sont égales.

Cas n° 2 : Le premier individu se situe sur le segment 1 (avec une durée de cotisation de 100 trimestres par ex.) et le second sur le segment 2 (avec 150 trimestres par ex.). En raison de la convexité de la « courbe » obtenue, la moyenne des deux pensions est alors supérieure à la pension moyenne d'un retraité ayant cotisé la durée moyenne de cotisation, soit 125 trimestres (graphique 3).

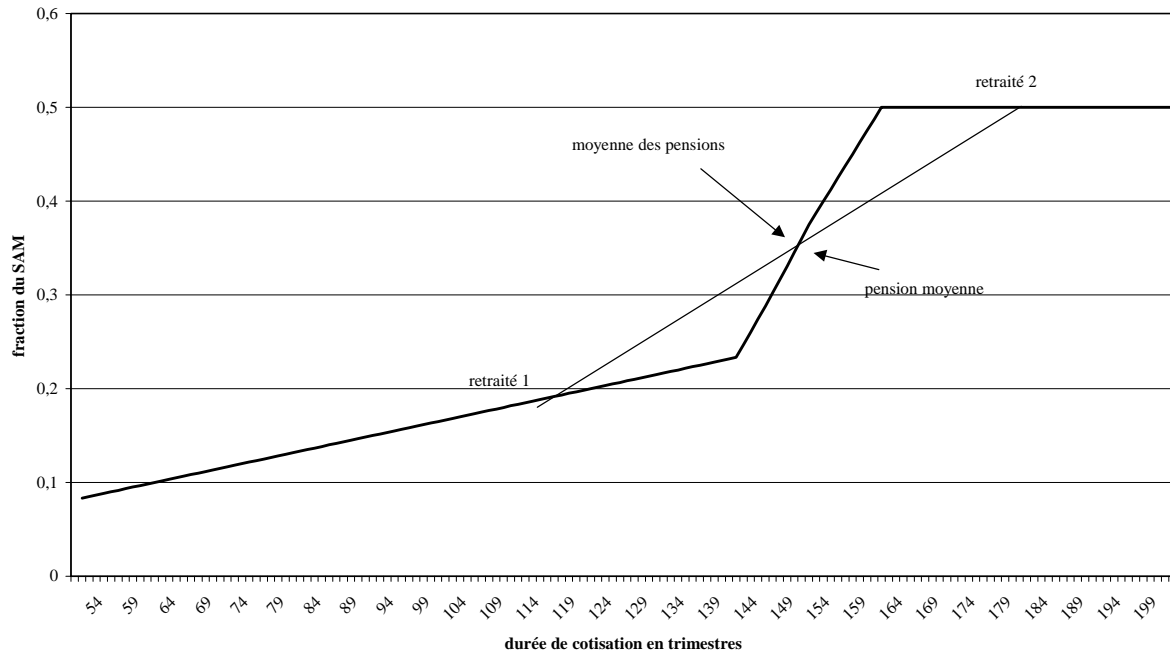
Graphique 3 - Pension moyenne et moyenne des pensions. Illustration du cas n° 2



Cas n° 3 : L'un des retraités se situe sur le segment n° 2 avec par ex. 145 trimestres de cotisation et le second sur le segment n° 3 avec 175 trimestres. Cette « courbe » est concave. Par conséquent, la moyenne des pensions est dans ce cas inférieure à la pension d'un retraité moyen ayant cotisé 160 trimestres.

Cas n° 4 : L'un des retraités se situe sur le segment n° 1 avec une durée de cotisation inférieure à 140 trimestres et le second sur le segment n° 3 avec une durée supérieure à 160 trimestres. Dans cette configuration on ne peut conclure a priori sur la valeur de l'écart entre la moyenne des pensions et la pension moyenne.

Graphique 4 - Pension moyenne et moyenne des pensions. Illustration du cas n° 4



On note d_1 et d_2 les durées de cotisation du retraité 1 et 2, d_m la durée moyenne de cotisation des deux retraités (le SAM est supposé égal à 1).

On suppose que d_1 se situe sur le premier segment et d_2 sur le troisième (cas n° 4). À quelle(s) condition(s) la pension moyenne et la moyenne des pensions sont-elles confondues pour ces deux individus ?

La pension du retraité 1 s'écrit sous la forme : $p_1 = 0.25 * \frac{d_1}{150}$

La pension du retraité 2 est simplement égale à : $p_2 = 0.5$

Le retraité moyen se situe sur le segment 2. Sa pension s'écrit :

$$p_m = (0.5 - 0.0125 \times (160 - d_m)) \times \frac{d_m}{150} \quad (1)$$

Par ailleurs, par définition, $p_m = \frac{p_1 + p_2}{2}$ (2)

L'égalité de la pension moyenne avec la moyenne des pensions se traduit alors par une relation entre d_1 et d_2 , obtenue à l'aide des deux égalités (1) et (2) précédentes :

$$(0.5 - 0.0125 \times (160 - d_m)) \times \frac{d_m}{150} = 0.5 \times \left(0.25 \times \frac{d_1}{150} + 0.5 \right) \text{ avec}$$

Par ailleurs, $d_m = \frac{d_1 + d_2}{2}$, d'où la relation :

$$0.0125d_2^2 + d_2(0.025d_1 - 3) + (0.0125d_2^2 - 3.5d_1 - 150) = 0$$

La résolution de l'équation conduit à la solution suivante en d_2 (fonction de d_1) :

$$d_2 = 20 \times \left(\frac{3 - 0.025 \times d_1 + \sqrt{(16.5 + 0.025 \times d_1)}}{0.025} \right)$$

et la valeur de d_m qui constitue le point de retournement⁸ est alors égale à :

$$d_m = 60 + 20 \times \sqrt{(16.5 + 0.025 \times d_1)}$$

La durée de cotisation moyenne qui constitue le point de retournement n'est donc pas unique. Elle est faiblement croissante avec d_1 .

d1	110	120	130	140
dm	147,75	148,32	148,88	149,44

Cette première analyse illustre l'impact de la durée de cotisation comme élément de non linéarité. On constate que suivant la valeur de la moyenne des durées de cotisation (qui dépend de la forme de la distribution des durées⁹), la moyenne des pensions pourra être inférieure, supérieure ou égale à la pension moyenne. L'ampleur de ce résultat est néanmoins à nuancer car il repose sur l'hypothèse forte selon laquelle les individus ne liquident pas nécessairement leur retraite au taux plein. Ils partent à 60 ans quelle que soit leur durée de cotisation et la non linéarité du taux de liquidation joue à plein (graphique 2).

Si on fait l'hypothèse que tous les individus partent au taux plein (graphique 5), il demeure la non linéarité liée au coefficient de proratisation, engendrée par l'écrêtement à 150 trimestres de la durée cotisée. En effet, si la moyenne des coefficients de proratisation

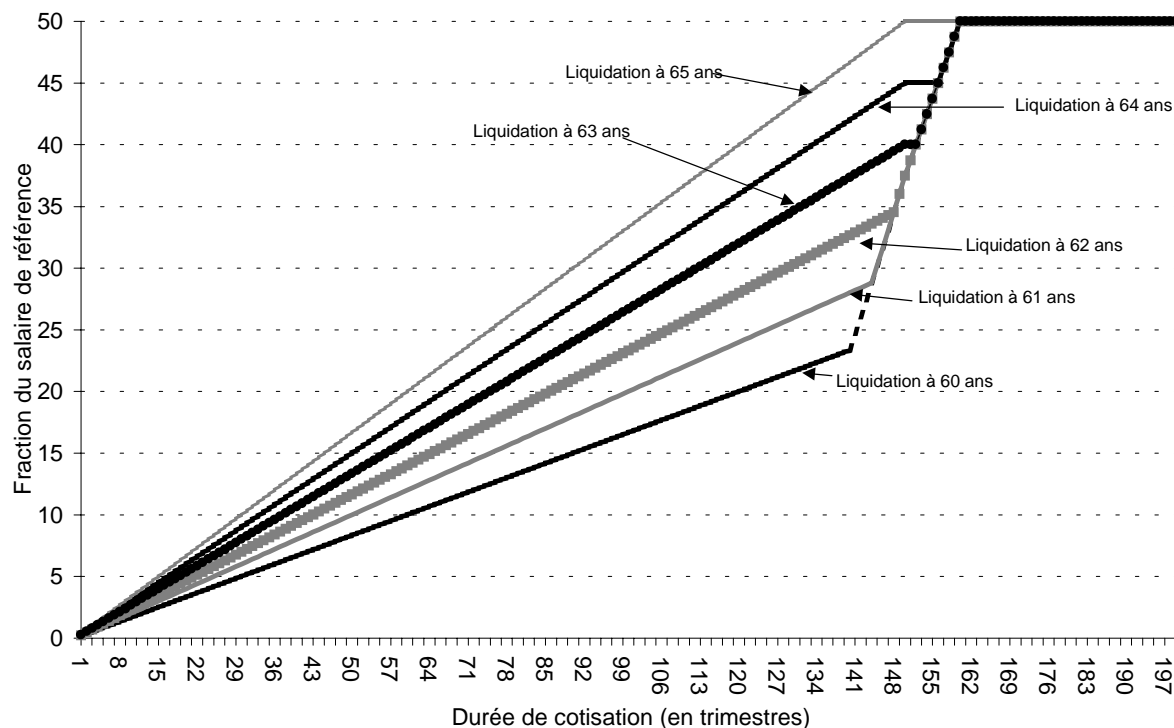
s'écrit : $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \min\left(1, \frac{D_i}{150}\right)$, le coefficient de proratisation moyen prend la forme : $\min\left(1, \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n D_i}{150}\right)$.

Ainsi, la moyenne des pensions sera toujours inférieure ou égale à la pension moyenne puisqu'elle intégrera des coefficients inférieurs à 1.

⁸ On appelle « point de retournement » la valeur de d_m qui minimise l'écart entre la pension moyenne et la moyenne des pensions.

⁹ On reviendra sur ce point là de manière théorique par la suite.

Graphique 5 - Fraction du salaire de référence en fonction du nombre de trimestres cotisés et de l'âge de départ à la retraite



Pour illustrer ce constat de manière simple, considérons deux individus qui ont respectivement cotisé 130 et 170 trimestres. Leur coefficient de proratisation sera respectivement égal à 0,867 et 1 et la moyenne des deux à 0,933. Le coefficient de proratisation de l'individu moyen, ayant une durée de cotisation moyenne de 150 trimestres, sera lui égal à 1.

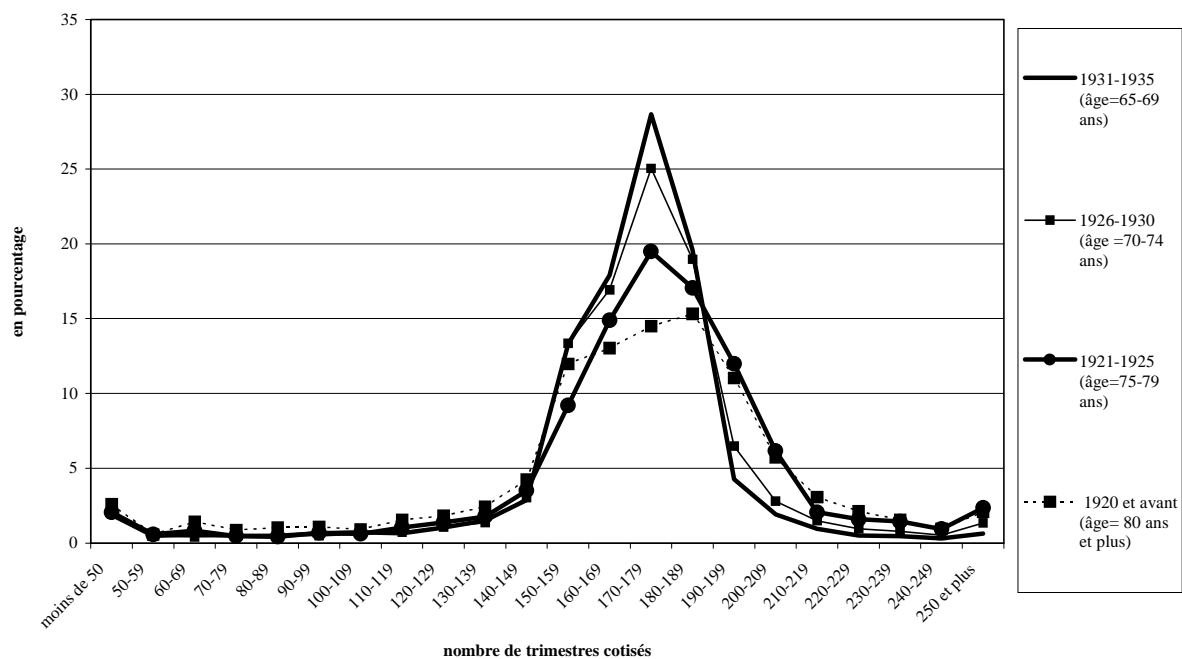
II. Estimation de l'ampleur sur données observées des divergences d'évolution entre pension moyenne et pension d'un individu moyen

A. Distribution observée des durées de cotisation des retraités en 2001

Pour évaluer l'impact réel des non linéarités, on calcule des pensions moyennes et des moyennes de pensions à partir des distributions de durées de cotisations issues de l'EIR 2001 (graphiques 6 et 8). Le champ retenu est celui des affiliés du Régime général, qu'ils soient unipensionnés ou polypensionnés. On rassemble en annexe les durées de cotisations des polypensionnés au Régime général et dans les autres régimes. Les durées de cotisation sont les durées totales (y compris les périodes acquises sans contrepartie de cotisation)¹⁰.

¹⁰ La durée d'assurance tous régimes utilisée est une variable calculée à partir de l'EIR (somme des durées d'assurance dans les différents régimes). Elle ne correspond pas nécessairement de manière exacte à la durée tous régimes utilisée lors du calcul de la pension à la CNAV (pluriactivité simultanée, écrêtement des durées).

Graphique 6 - Distribution des durées de cotisation pour les hommes retraités (uni et polypensionnés) selon la génération en 2001



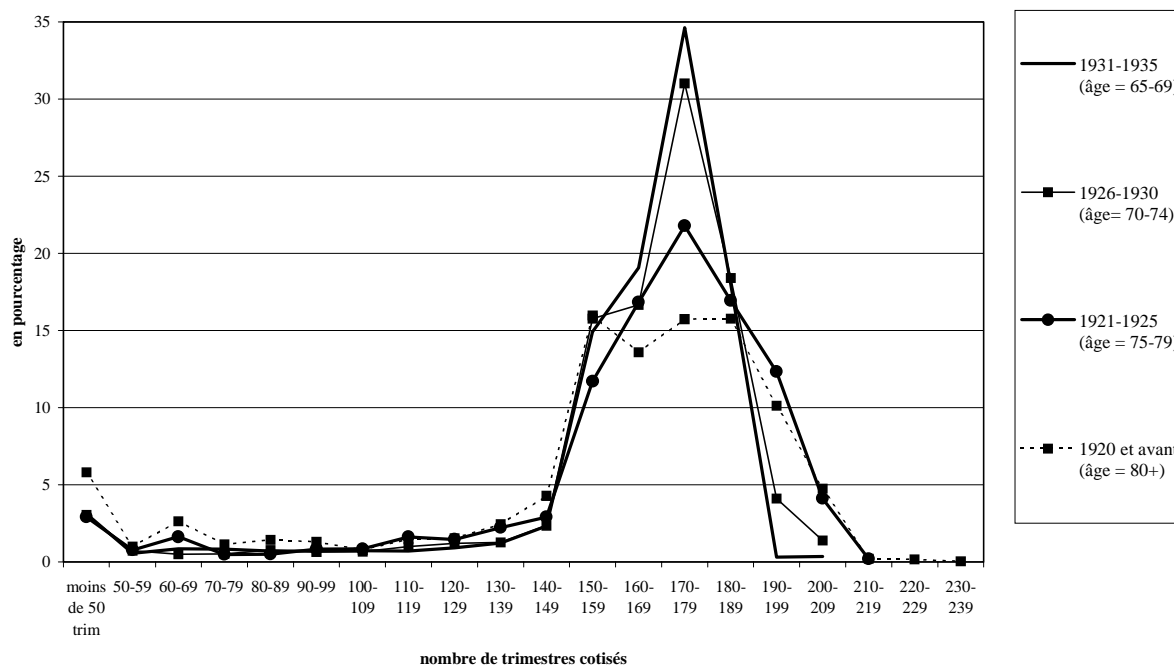
Champ : Affiliés au Régime général, unipensionnés et polypensionnés.

Note : Les hommes âgés de 60 à 64 ans n'ayant pas encore tous liquidé leur retraite, leur distribution n'est pas figée. Cette distribution n'est donc pas représentée.

Remarque : Les périodes les plus longues s'observent plutôt chez les polypensionnés de type Militaire-CNAV ou MSA-CNAV. On peut avancer deux raisons : pour les premiers, l'existence de bonifications pour campagne militaire ; pour les seconds, les possibilités de pluriactivité simultanée.

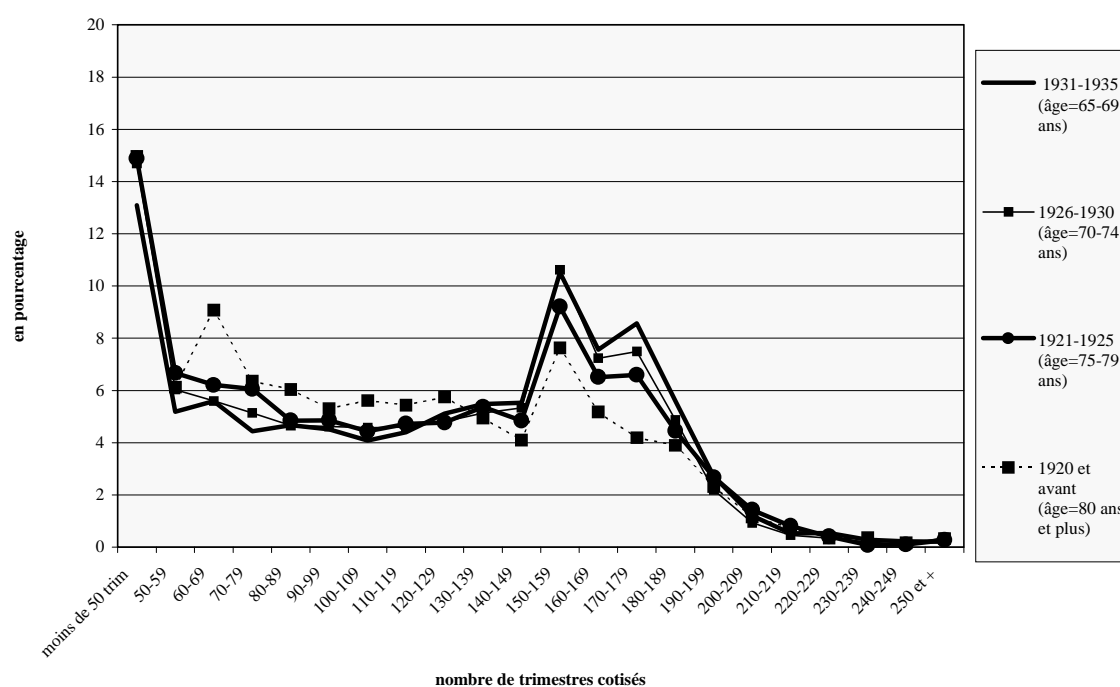
Source : EIR, 2001.

Graphique 7 - Distribution des durées de cotisation pour les hommes retraités (unipensionnés uniquement) selon la génération en 2001



Les graphiques 6 et 7 mettent en évidence un « resserrement » des distributions en fonction des générations. Pour les hommes retraités en 2001, la durée de cotisation la plus fréquente est comprise entre 170 et 179 trimestres. Environ 14,5 % des retraités âgés de 80 ans et plus en 2001 ont cotisé entre 170 et 179 trimestres, 20 % de ceux âgés de 75 à 79 ans et 28 % des 65-69 ans. La durée de cotisation des hommes unipensionnés est plus faible en moyenne (entre 157 et 159 trimestres à l'exception des 80 ans et plus à avec 152 trimestres) que celle de l'ensemble uni et polypensionnés(entre 161 et 169 trimestres).

Graphique 8 - Distribution des durées de cotisation pour les femmes retraitées (uni et polypensionnées) selon la génération, en 2001

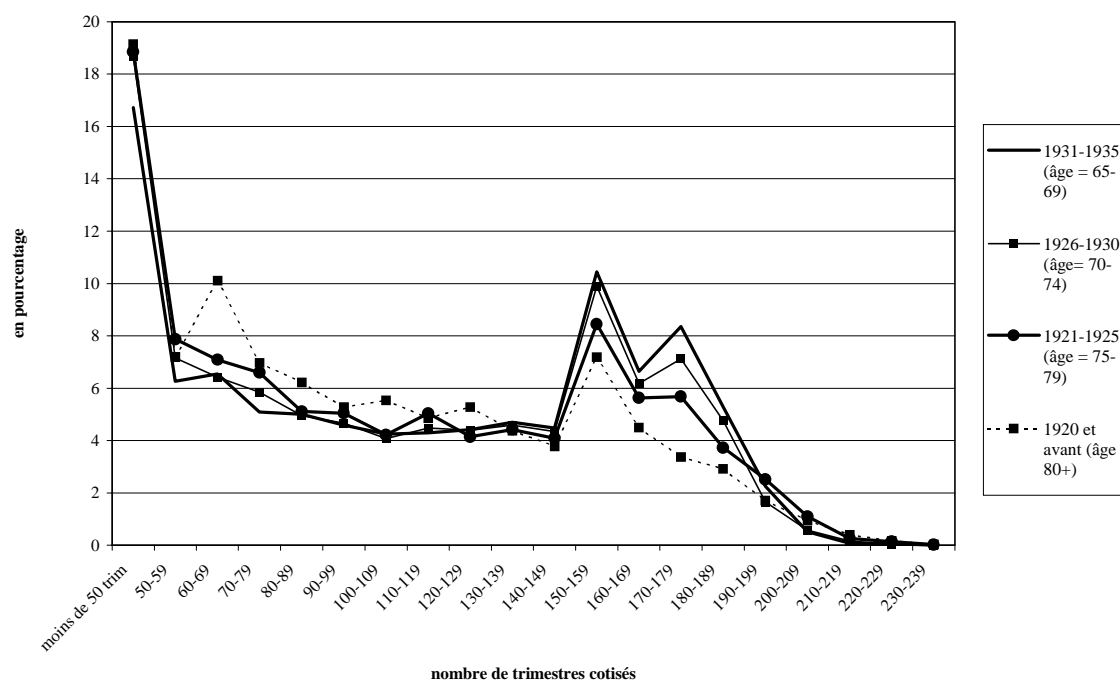


Champ : Affiliées au Régime général, uni et polypensionnées.

Note : Les femmes âgées de 60 à 64 ans n'ayant pas encore toutes liquidé leur retraite, leur distribution n'est pas figée. Elle n'est pas représentée sur le graphique.

Source : EIR, 2001.

Graphique 9 - Distribution des durées de cotisation pour les femmes (unipensionnées) selon la génération, en 2001



On retrouve la même caractéristique de concentration chez les femmes retraitées mais avec deux modes (graphique 8). Le premier et le plus important est une durée de 150 à 159 trimestres (9 % des 75 à 79 ans et 10,5 % des 65 à 69 ans) mais le deuxième mode avec les durées de cotisation de 170 à 179 trimestres concerne un pourcentage croissant de femmes (7 % des 75 à 79 ans et 8,5 % des retraitées âgées de 65 à 69 ans)¹¹. On constate par ailleurs que la part des carrières courtes est toujours importante dans la population féminine. Ces caractéristiques (moyenne faible et deux modes) sont accentuées pour les femmes unipensionnées (graphique 9).

Dans les calculs suivants, les générations les plus anciennes (antérieures à 1920) ne sont pas prises en compte. En effet, un certain nombre d'individus de ces générations ont liquidé leur droit à une époque où le taux minimum de pension pouvait être égal à 20 % (avant la loi Boulin de 1971, portant la fourchette de taux de 25 % à 50 %) ou supérieur à 50 % (avant l'ordonnance de 1982 fixant ce taux maximal).

On a souligné supra l'importance de la durée de cotisation comme élément de non linéarité. Cette dernière intervient de deux manières dans la formule de calcul de la pension. Afin d'isoler les différents effets, on étudie séparément le coefficient de proratisation et le taux de liquidation, en s'appuyant sur les distributions de durée de cotisation observées, présentées précédemment.

B. Influence du coefficient de proratisation

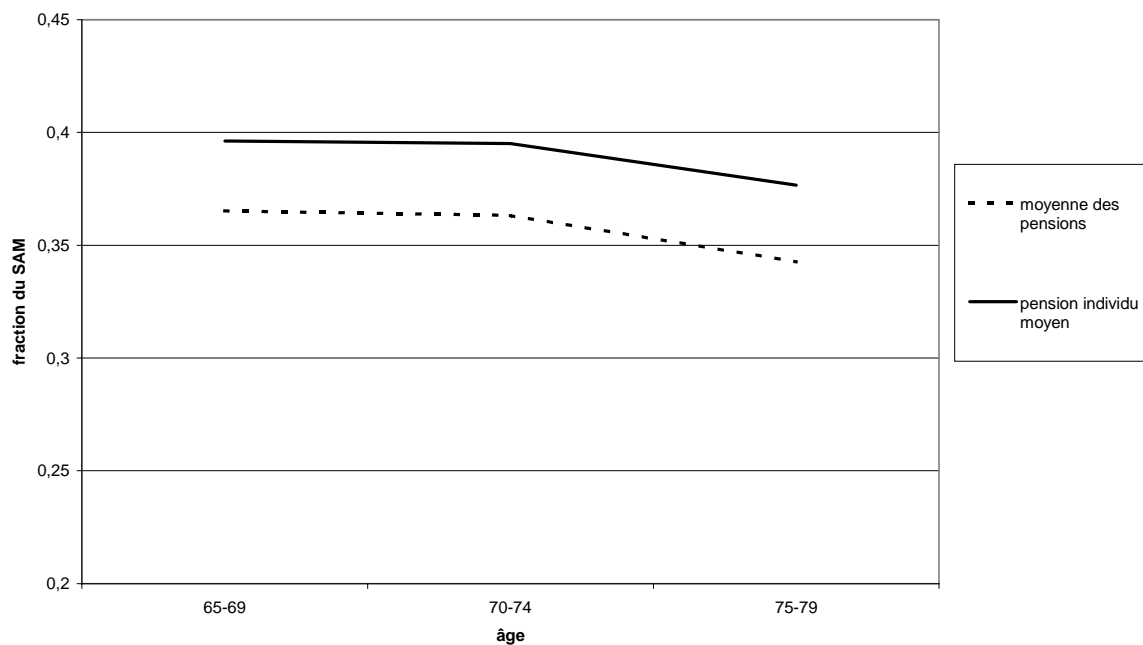
(Raisonnement basé sur $\tau = 50\%$ et sur $coeprorat = \min\left(1, \frac{D_{cnav}}{150}\right)$)

À partir des distributions observées dans l'EIR 2001, on compare la pension d'un individu moyen (calculée avec une durée de cotisation moyenne) et la moyenne des pensions individuelles en supposant que tous les individus liquident au taux plein ($\tau = 50\%$). On évalue ainsi uniquement l'effet de l'utilisation d'une durée moyenne sur le coefficient de proratisation.

¹¹ Le troisième mode est un artefact. En effet, en dessous de 50 trimestres, la distribution est quasi-uniforme.

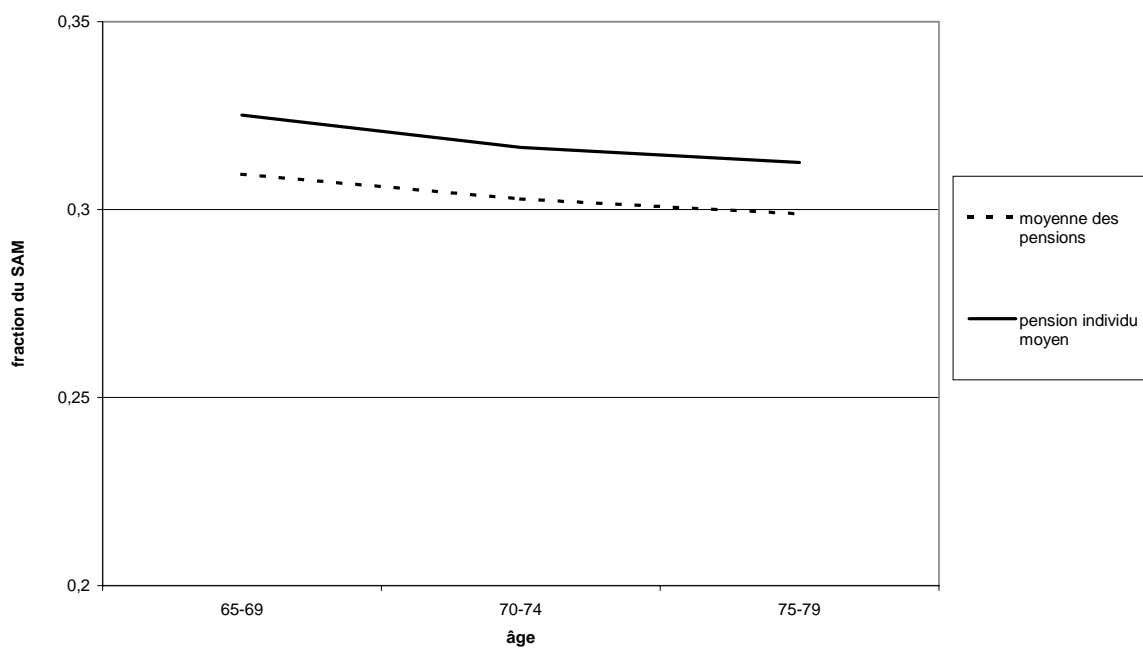
Graphiques 10 et 11 - Écart entre pension moyenne et moyenne des pensions par genre, pour un départ à taux plein - Effet du coefficient de proratisation

Hommes



Note de lecture : Pour la tranche d'âge 70-74 ans, la pension d'un individu moyen (exprimée en % du SAM) est supérieure de 9 % à la moyenne des pensions.

Femmes



Note de lecture : Pour la tranche d'âge 70-74 ans, la pension d'un individu moyen (exprimée en % du SAM) est supérieure de 4,5 % à la moyenne des pensions.

Quel que soit le sexe (graphiques 10 et 11), la moyenne des pensions est inférieure à la pension moyenne (voir p. 12). L'écart induit par le seul coefficient de proratisation semble constant quelles que soient les générations considérées.

C. Influence du taux de liquidation

(Raisonnement basé sur $\tau = f(D_{totale})$ et sur $coeprorat = 1$)

On souhaite examiner ici l'influence du seul taux de liquidation sur l'écart entre la pension d'un individu moyen et la moyenne des pensions, en neutralisant l'effet du coefficient de proratisation (on le suppose pour cela égal à 1). Le taux de liquidation dépend de deux paramètres : la durée et l'âge. On le calcule ici comme s'il était uniquement fonction de la durée cotisée. On suppose ainsi implicitement un départ à 60 ans, quelle que soit la durée de cotisation.

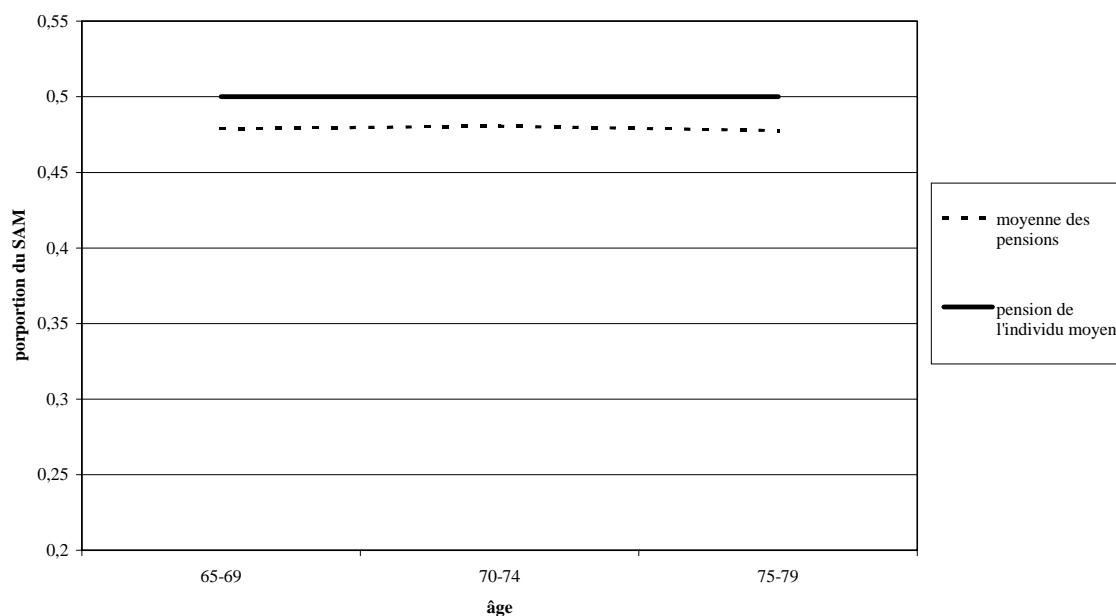
Pour une génération donnée, la moyenne des pensions est égale à $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (50 - 1,25 \times \min(20; \max(0; nbTrimR - D_{tot})))$ et la pension de l'individu moyen se calcule avec le taux moyen suivant :

$$50 - 1,25 \times \min(20; \max(0; nbTrimR - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n D_{tot}))^{12}.$$

¹² Le nombre de trimestres requis NbtrimR, utilisé dans les taux de liquidation calculés, est égal à 155 pour les 60-64 ans, à 151 pour les 65-69 ans et à 150 pour les 70-74 et 75-79 ans. Les 2 premières valeurs sont des moyennes calculées en fonction des proportions des différentes générations (et donc de leur nombre de trimestres requis) dans la tranche d'âge.

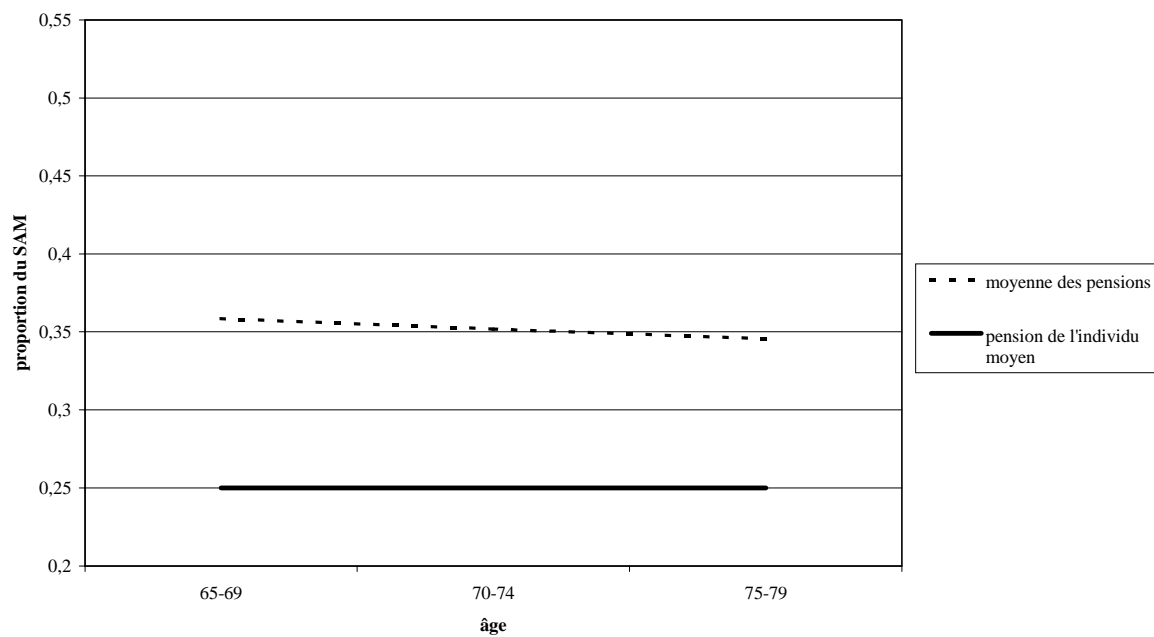
Graphiques 12 et 13 - Écart entre pension moyenne et moyenne des pensions par genre, pour un départ à 60 ans - Coefficient de proratisation égal à 1 - Influence du taux de liquidation

Hommes



Note de lecture : Pour la tranche d'âge 70-74 ans, la pension d'un individu moyen (exprimée en % du SAM) est supérieure de 4 % à la moyenne des pensions.

femmes



Note de lecture : Pour la tranche d'âge 70-74 ans, la pension d'un individu moyen (exprimée en % du SAM) est inférieure de 30 % à la moyenne des pensions.

Si on suppose un départ à 60 ans, la pension moyenne des femmes est inférieure à la moyenne des pensions, en raison de la fréquence importante des petites durées d'assurances (même tous régimes confondus). En effet, ces dernières sont comptées comme telles et font baisser la durée moyenne. Le taux de liquidation de l'individu moyen est alors systématiquement égal à son minimum de 25 %. La moyenne des taux de liquidation inclut quant à elle des taux supérieurs à ce seuil, calculés avec des durées plus longues.

Pour les hommes, la présence de carrières longues implique une durée moyenne de cotisation supérieure à 160 trimestres et un taux de liquidation de 50 %. La pension moyenne est toujours supérieure à la moyenne des pensions qui intègre, elle, des départs à taux réduits. L'écart est cependant faible pour les hommes. Il est nettement plus important pour les femmes. La pension d'un individu moyen (exprimée en % du SAM) est inférieure de 30 % à la moyenne des pensions.

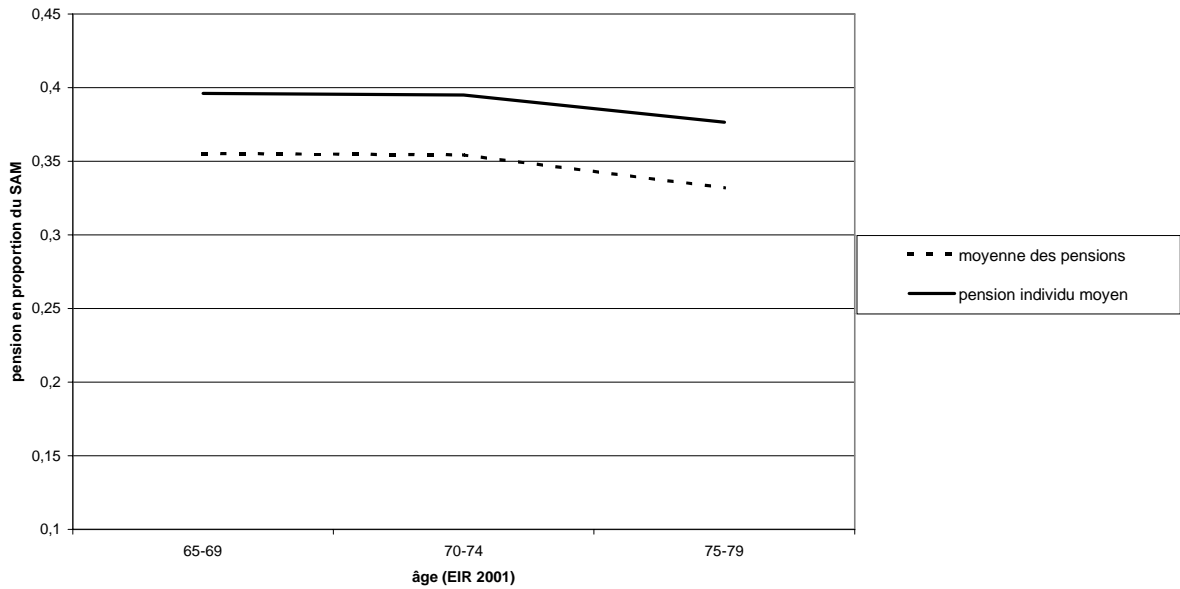
D. Influences combinées du taux de liquidation et du coefficient de proratisation

(Raisonnement basé sur $\tau = f(D_{totale})$ et sur $coeprorat = \min\left(1, \frac{D_{cnav}}{150}\right)$)

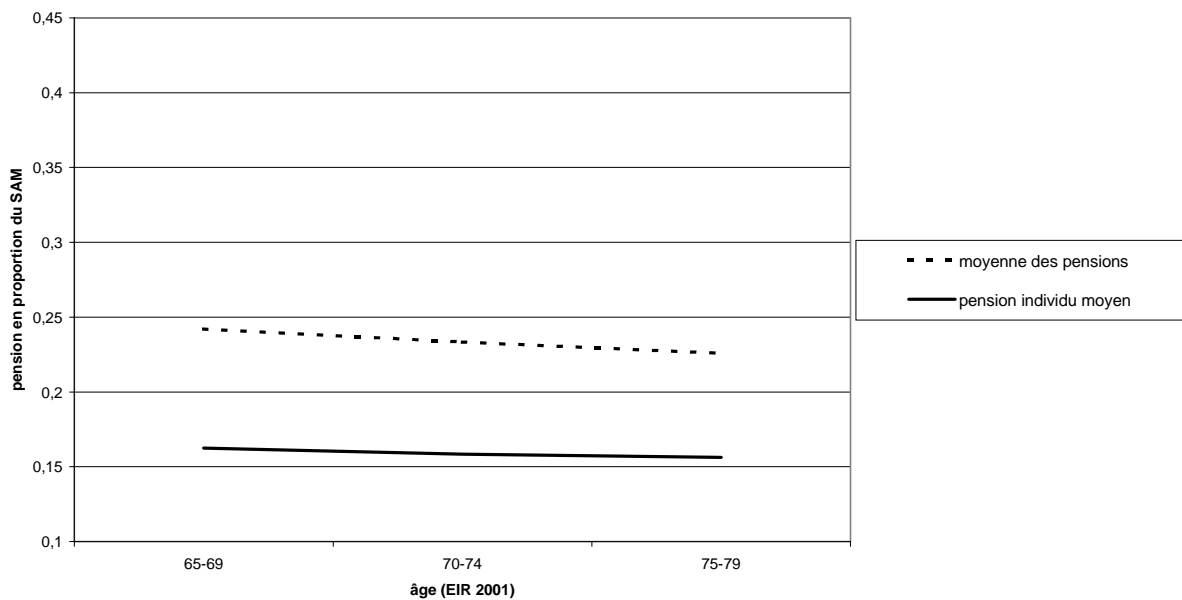
On combine maintenant les effets du taux de liquidation et du coefficient de proratisation, jusqu'alors étudiés séparément. On cherche ainsi à étudier l'impact global de la durée de cotisation en termes de non linéarité, c'est-à-dire l'écart entre la pension de l'individu moyen et la moyenne des pensions. Le taux de liquidation est à nouveau calculé uniquement en fonction de la durée totale de cotisation.

Graphiques 14 et 15 - Écart entre pension moyenne et moyenne des pensions pour un départ à 60 ans

Hommes retraités du Régime général



Femmes retraitées du Régime général



Remarque : Dans ces graphiques, la tranche d'âge 60-64 ans est supprimée. En effet, les individus de cette tranche d'âge qui ont liquidé leur retraite sont majoritairement ceux qui ont une carrière complète. La valeur de l'écart entre la pension moyenne et la moyenne des pensions est donc biaisée.

Pour les hommes, la pension de l'individu moyen est toujours supérieure à la moyenne des pensions, de 11 à 13 % selon la tranche d'âge. En effet, la présence de carrières longues influe à la hausse sur la durée moyenne de cotisation prise en compte dans le calcul et évite ainsi les taux de liquidation les plus faibles. Par ailleurs, pour le coefficient de proratisation, on retrouve l'effet déjà souligné. Le coefficient de l'individu moyen est entraîné à la hausse par les durées longues, prises en compte intégralement, alors que la moyenne des coefficients inclut des valeurs inférieures à 1.

Pour les femmes, la « pension d'un individu moyen » est inférieure à la moyenne des pensions, de 31 à 33 %. La durée moyenne de cotisation est, à l'inverse des hommes, tirée à la baisse par les carrières très courtes. Le taux de liquidation de la « femme moyenne » est, pour les tranches d'âge étudiées, systématiquement égal à son minimum de 25 %. Ceci réduit la pension de la femme moyenne par rapport à la moyenne des pensions. L'effet en sens contraire du coefficient de proratisation calculé à partir des durées moyennes de cotisation au Régime général, mis en évidence précédemment (voir § C) ne vient que très peu réduire cet écart.

E. Impact de la prise en compte de la condition d'âge, présente dans la formule de calcul de la pension de retraite

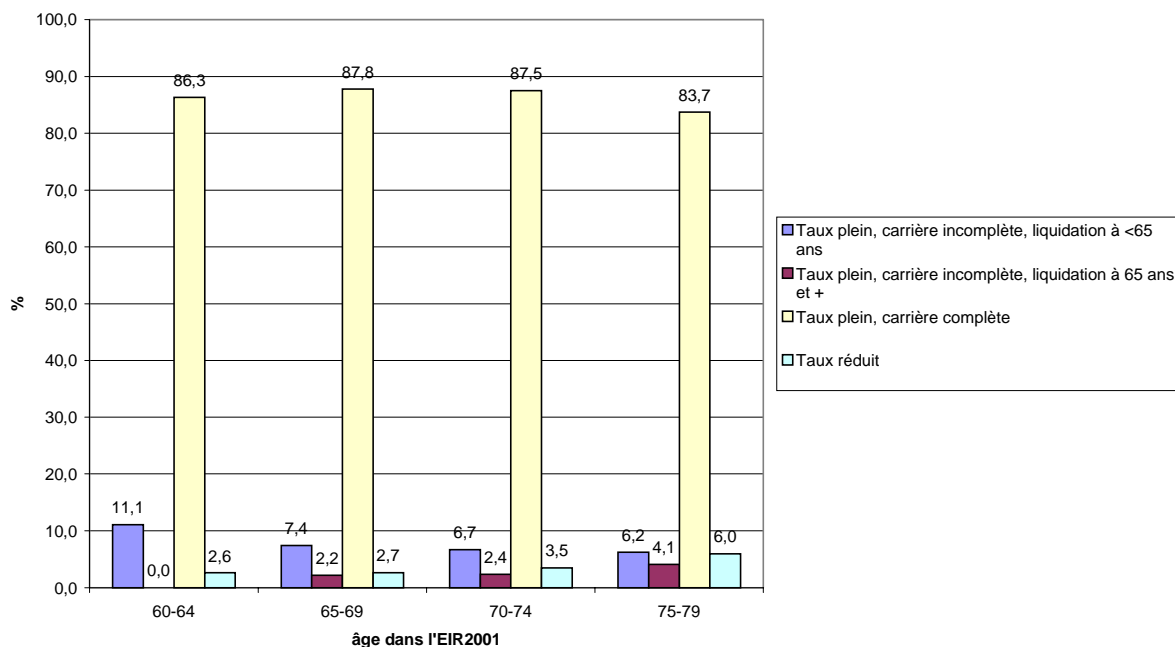
Pour simplifier les calculs, nous avons jusqu'ici calculé le taux de liquidation uniquement en fonction de la durée cotisée totale. Or, ce dernier dépend aussi de l'âge de liquidation. Il semble alors nécessaire d'étudier l'impact de la présence de l'âge dans la formule de calcul de la pension de retraite. En effet, un certain nombre d'individus (surtout des femmes) à durées de cotisation courtes liquident leur retraite à des taux supérieurs à la valeur qu'ils atteindraient s'ils étaient calculés uniquement en fonction de la durée de cotisation. Deux raisons expliquent cela :

- le calcul du taux avec la condition d'âge peut être plus avantageux qu'avec la condition de durée (pour mémoire, $\tau = 50 - 1,25 \times \min(4 \times \max(0; 65 - A); \max(0; nbTrimR - D_{tot}))$, A étant l'âge de liquidation). Le cas extrême étant le départ à 65 ans qui garantit le taux plein,
- les individus peuvent bénéficier du taux plein dès 60 ans sans condition d'assurance, s'ils ont un statut d'inapte ou d'invalidé (ce dernier cas de figure étant plus fréquent chez les femmes que chez les hommes).

Afin d'évaluer l'impact de ces départs à taux plein sans remplir la condition de durée de cotisation requise, on décompose, pour chaque tranche d'âge, les départs au taux plein selon leurs motifs (bénéfice de la durée, de l'âge ou en raison d'un statut d'inaptitude ou d'invalidé).

Graphiques 16 et 17 - Décomposition du taux de liquidation par genre pour les retraités en 2001

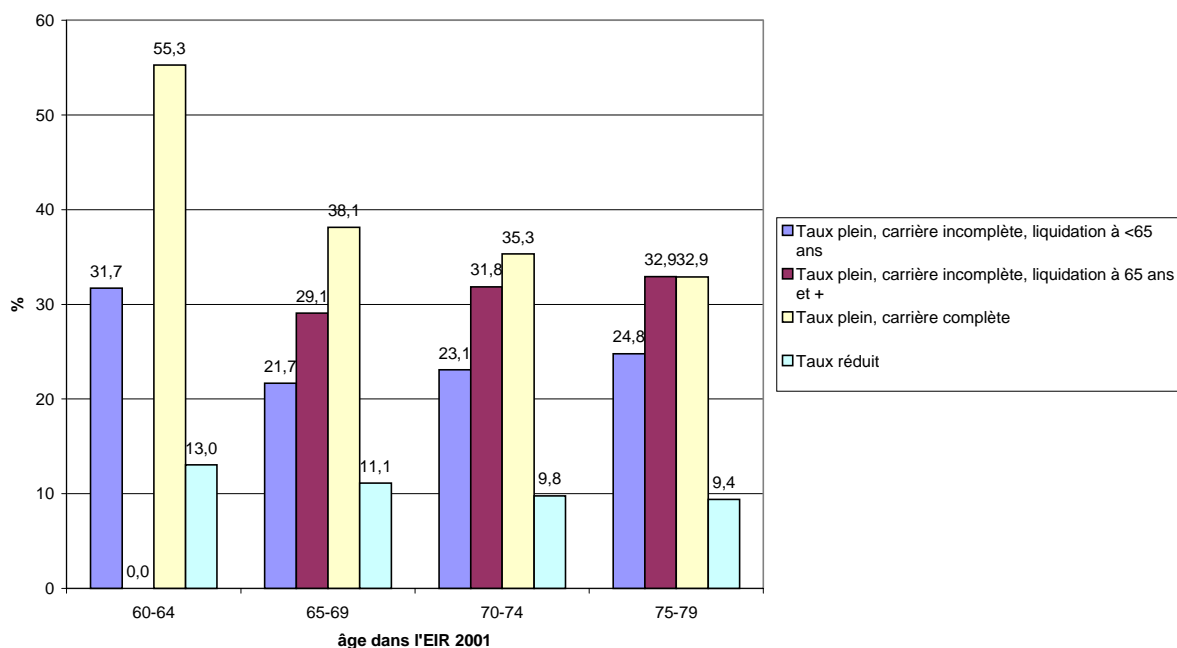
Hommes retraités du Régime général



Source : EIR, 2001.

Remarque : La part d'hommes de la tranche d'âge 75-79 ans qui partent à taux réduit (soit 6 %) semble surestimée (au regard des départs au taux réduit pour les autres tranches d'âge). Cette surestimation semble provenir d'une valeur erronée de la durée d'assurance utilisée par la CNAV, durée plus faible que la somme des trimestres de cotisation (tous régimes) retenue pour nos calculs. 4 % des hommes de cette tranche d'âge sont concernés.

Femmes retraitées du Régime général



Source : EIR, 2001.

9 à 10 % des hommes bénéficient d'un départ à taux plein sans avoir rempli la condition d'assurance, plus de 86 % liquident au taux plein avec une carrière complète et enfin, 4 à 5 % partent à taux réduit. Par contre, seules 35 % des femmes liquident à taux plein en raison d'une carrière complète, plus de la moitié bénéficiant du taux plein pour d'autres raisons (voir ci-dessus). 10 % environ liquident à taux réduit.

La liquidation à taux plein sans avoir la durée d'assurance requise n'est donc pas un phénomène négligeable, en particulier chez les femmes. Afin de le prendre en compte partiellement, on calcule un taux de liquidation, fonction non seulement de la durée de cotisation (comme ce que l'on a fait jusqu'à présent), mais aussi de l'âge de liquidation. La pension de l'individu moyen est alors égale à :

$$P = \tilde{\tau} \times \min\left(1, \frac{\bar{D}}{150}\right) \text{ avec } \tilde{\tau} = 50 - 1,25 \times \min(4 \times \max(0; 65 - \bar{A}); \max(0; 150 - \bar{D}_{\text{tot}}))$$

Dans les graphiques 18 et 19, cette pension est comparée d'une part à une moyenne de pensions elles-mêmes recalculées pour chaque individu à partir d'un taux de liquidation « théorique », non observé, fonction de l'âge de liquidation et de la durée d'assurance et d'autre part à une moyenne des pensions observées.

La moyenne des pensions « recalculées » est égale à : $\bar{P}_{\text{calcul}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\tau_i \times \min\left(1, \frac{D_i}{150}\right) \right)$, avec

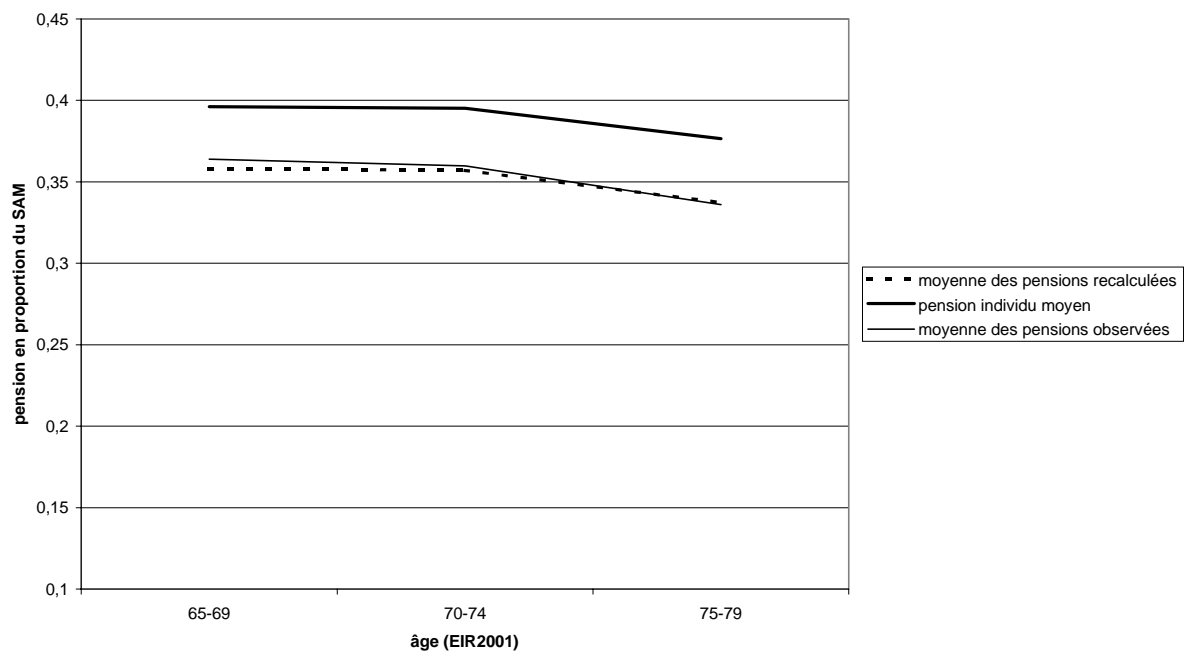
$$\tau_i = 50 - 1,25 \times \min(4 \times \max(0; 65 - A_i); \max(0; 150 - D_i^{\text{tot}}))$$

La moyenne des pensions observées est égale à : $\bar{P}_{\text{obs}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\tau_{i \text{ observé}} \times \min\left(1, \frac{D_i}{150}\right) \right)$

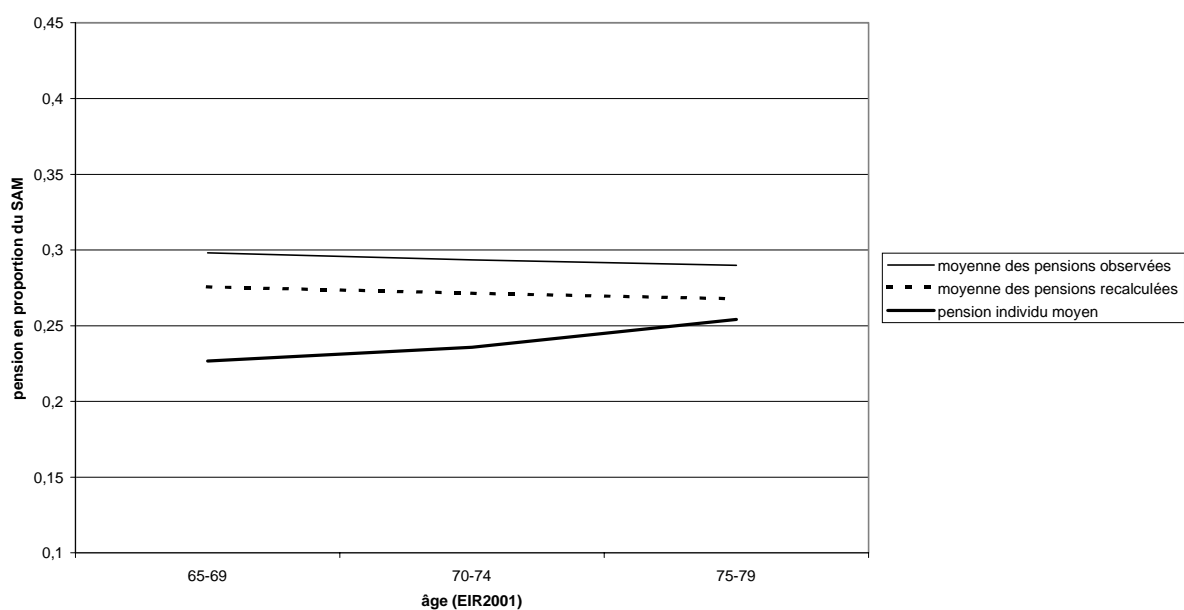
Ce deuxième calcul se justifie car le taux de liquidation « recalculé » ne permet pas de prendre en compte les cas de liquidation à taux plein pour inaptitude ou invalidité, sans que soient remplies les conditions d'âge et d'assurance. La comparaison de la pension de l'individu moyen à la moyenne des pensions **observées** permet de mettre en évidence les écarts dus à ces cas particuliers.

Graphiques 18 et 19 - Écart entre pension moyenne et la moyenne des pensions recalculées ou observées

Hommes retraités du Régime général



Femmes retraitées du Régime général



Pour les hommes, la pension de l'individu moyen est supérieure à toute moyenne de pensions. L'introduction de l'âge dans le calcul du taux de liquidation a peu d'incidence : les durées d'assurance totales étant la plupart du temps longues, le taux est souvent calculé en

fonction de celles-ci et non de l'âge (dans le graphique 16, la grande majorité des liquidations se font à carrière complète chez les hommes). Le moyenne des pensions recalculées et celle des moyennes observées sont par ailleurs très proches, les cas d'obtention du taux plein pour invalidité ou inaptitude restant rares.

Pour les femmes, la « pension de l'individu moyen » est en revanche toujours inférieure à la moyenne des pensions. Elle croît en outre en fonction de l'âge. Cette hausse résulte du calcul du taux. En effet, pour les femmes, le nombre moyen de trimestres total cotisés diminue par tranche d'âge croissante, alors que l'âge moyen de liquidation augmente. En effet l'âge moyen de liquidation est de 61,9 ans pour les 65-69 ans, de 62,4 ans pour les 70-74 ans et de 63,1 ans pour les 75-79 ans. En revanche, le nombre moyen de trimestres cotisés est de 120 pour les 65-69 ans, de 116 pour les 70-74 ans et de 113 pour les 75-79 ans. Le taux de liquidation est calculé en fonction de l'âge, qui correspond alors au cas le plus favorable. Il augmente donc en fonction de l'âge.

On constate en outre que l'écart est plus fort entre la pension de la « femme moyenne » et la moyenne des pensions observées, variant entre -24 % et -12 %, qu'entre pension de la « femme moyenne » et moyenne des pensions recalculées (de -18 % à -5 %). Cette différence met en évidence l'importance pour les femmes du phénomène des liquidations à taux plein sans condition d'âge ou d'assurance.

En résumé, raisonner sur un individu moyen plutôt que sur une moyenne d'individus peut biaiser les résultats, en particulier pour les femmes. À partir de l'EIR 2001, on calcule ainsi que la pension d'un homme qui aurait les caractéristiques moyennes de la population est supérieure de 9 % à 12 % à la pension moyenne calculée sur l'ensemble de la population masculine¹³, et supérieure de 11 % à 12 % à la pension moyenne observée, selon la tranche d'âge. Cet écart est plus ample et volatil pour les femmes : il varie entre -18 % et -5 % si l'on se réfère à la pension moyenne calculée sur l'ensemble de la population féminine¹⁴ et de -24 % à -12 % pour la pension moyenne observée. Il est maximum pour la tranche d'âge des 65-69 ans. Si l'écart global restait constant au cours du temps, il suffirait de caler la première pension de l'individu moyen, et de l'utiliser en projection. Mais si cet écart évolue au cours du temps, il semble nécessaire de le prendre en compte.

À la suite de ce premier résultat, nous avons cherché à identifier les paramètres de la distribution influant sur l'évolution de l'écart entre pension de l'individu moyen et moyenne des pensions. Une évaluation en prospective à l'aide du modèle de microsimulation dynamique Destinie, développé à l'INSEE, complète cette étude.

III. Évaluation de l'écart entre la moyenne des pensions et la pension d'un individu moyen selon la distribution des durées de cotisations

L'écart entre la moyenne des pensions et la pension d'un individu moyen varie selon la distribution des durées de cotisation. Pour étudier le lien entre modification de l'écart et

¹³ À partir de taux de liquidation fonction de la durée d'assurance et de l'âge de liquidation, sans tenir compte des liquidations à taux plein pour invalidité ou inaptitude.

¹⁴ Voir note 11.

déformation de la distribution (à la suite de réformes structurelles ou de modifications du marché du travail), nous avons dans un premier temps cherché à reproduire les distributions observées à l'aide de lois statistiques standards. En effet, l'objectif de lier l'évolution de l'écart à la déformation de la distribution pouvait être atteint en appréhendant cette déformation par des paramètres tels que la moyenne et l'écart-type. On revient de manière plus complète dans l'annexe 2 sur les différents essais réalisés pour ajuster la distribution observée des durées de cotisation des hommes à des lois statistiques standards. La conclusion est que les caractéristiques des distributions observées rendent difficile leur ajustement, même dans le cas des hommes unipensionnés du régime général, qui semblait intuitivement le cas le plus simple. Par conséquent, calculer des élasticités de l'écart (entre moyenne des pensions et pension d'un individu moyen, les pensions étant calculées à partir d'une certaine distribution) aux paramètres de la distribution [moyenne, écart-type ou même coefficient d'aplatissement (moment d'ordre 3)] semble difficile.

Afin d'appréhender néanmoins l'évolution de cet écart, on a résumé les caractéristiques des distributions observées présentées dans la partie 2 et on a utilisé les distributions de durées de cotisation simulées pour 2040 issues du modèle de microsimulation dynamique Destinie¹⁵. Ce dernier fournit des projections uniquement pour les unipensionnés du secteur privé. Par conséquent dans un premier temps, on met en parallèle la distribution observée des unipensionnés avec sa projection en 2040. En comparant par la suite la distribution observée des unipensionnés à celle de l'ensemble des retraités, on met en évidence l'impact de la prise en compte des polypensionnés.

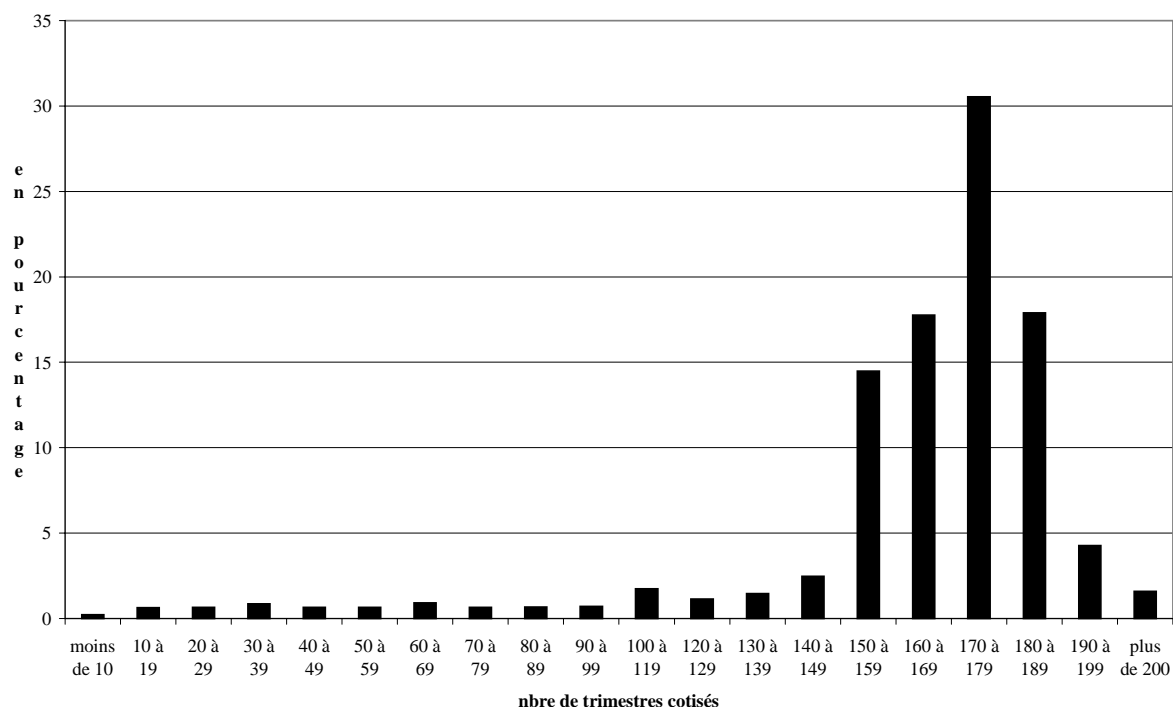
On calcule les taux de liquidation dans les paragraphes suivants uniquement en fonction des durées d'assurance totale, pour les moyennes de pension comme pour la pension de l'individu moyen, de même que dans la partie D.

A. Les distributions pour les hommes

Cette distribution est caractérisée par une asymétrie sur la gauche (liée à l'existence de « petites durées » de cotisations comprises entre 0 et 140 trimestres) et une forte concentration autour des durées comprises entre 150 et 190 trimestres. Or, l'écart entre la moyenne des pensions et la pension d'un individu moyen est fonction de cette distribution des durées de cotisation. La moyenne des durées supérieure à 160 trimestres conduit à une pension de l'individu moyen (exprimée en % du SAM) égale à 50 %, tandis que la moyenne des pensions, « tirée » par les petites durées, s'établit à 46 %. La pension de l'individu moyen surestime ainsi la moyenne des pensions de 9 %.

¹⁵ Nous remercions Emmanuelle Walraet et José Bardaji de nous avoir fourni ces données.

Graphique 20 - Distribution observée dans l'EIR des durées de cotisation pour les hommes unipensionnés du Régime général âgés de 65 à 79 ans¹⁶

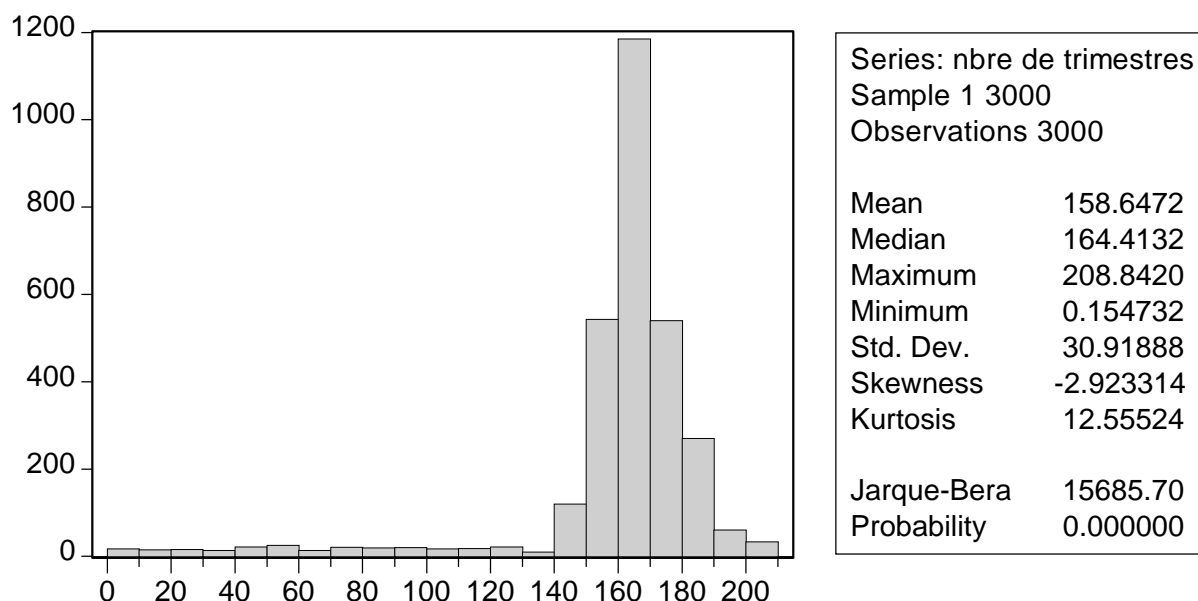


Les projections de durées de cotisations réalisées à l'aide de Destinie à l'horizon 2040, présentent les caractéristiques suivantes. La part des carrières longues (à partir et au-delà de 180 trimestres) diminue en raison de l'allongement de la durée de scolarité et les durées se resserrent autour de 160 trimestres (graphique 21)¹⁷.

¹⁶ On exclut du champ les retraités âgés de 60 à 64 ans ainsi que les plus de 80 ans pour éviter des biais dans les durées de cotisation.

¹⁷ Ces modifications entraînent une diminution de la moyenne des durées et une augmentation du pic de concentration autour de la moyenne (« kurtosis »).

Graphique 21 - Distribution projetée des durées de cotisation des hommes unipensionnés du Régime général, âgés de 65 à 79 ans, en 2040



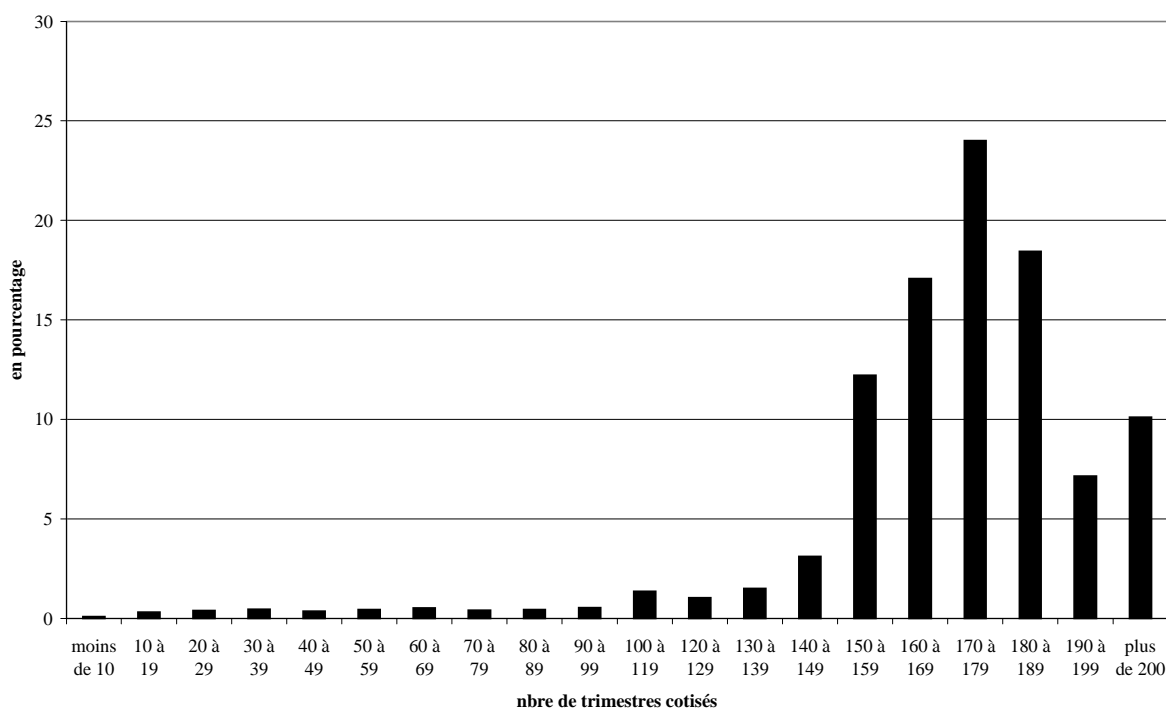
La pension d'un individu moyen en 2040 surestime la moyenne des pensions et l'écart s'établit à 8 % environ.

L'écart entre la moyenne des pensions et la pension de l'individu moyen pour les hommes semble demeurer stable en projection.

Prise en compte des polypensionnés

On a considéré jusqu'à présent uniquement les unipensionnés du Régime général. Les polypensionnés ne sont pas considérés en projection. Ceci supposerait en effet de disposer d'une évolution de la distribution jointe des durées de cotisation à la CNAV et autres régimes (voir annexe 1) et l'analyse se complexifierait de manière significative. En effet, dans ce cas, la durée de cotisation qui entre dans le calcul du taux est la durée tous régimes tandis que seule la durée de cotisation à la CNAV détermine le coefficient de proratisation. On peut cependant, sur données observées en 2001, recalculer l'écart entre la pension d'un individu moyen et la moyenne des pensions en intégrant les polypensionnés.

Graphique 22 - Distribution observée dans l'EIR des durées de cotisation totales pour les hommes unipensionnés et polypensionnés du Régime général de 65 à 79 ans en 2001



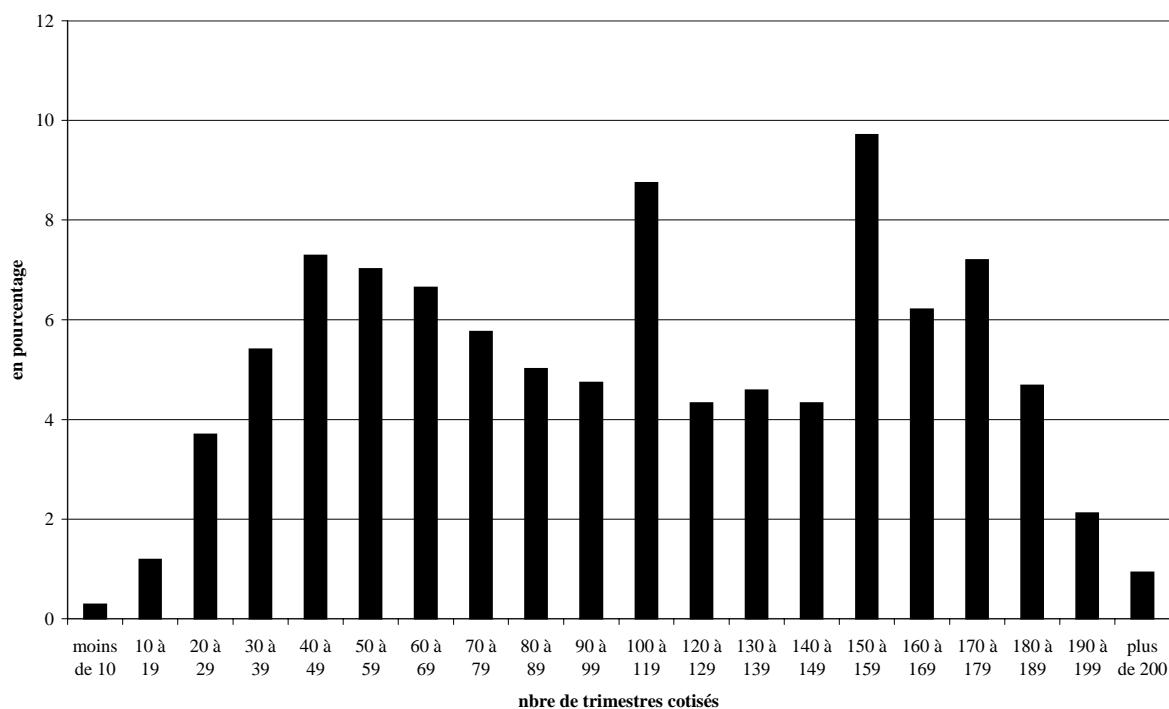
La moyenne des durées totales d'assurance est plus élevée une fois intégrée les polypensionnés (171 trimestres contre 161,6 pour les unipensionnés). L'écart entre la moyenne des pensions (35 % du SAM) et la pension moyenne (39 % du SAM) s'élève à 12 %. Il est plus important que l'écart calculé sur les unipensionnés. En effet, la prise en compte des polypensionnés conduit à considérer une part plus importante de durées courtes à la CNAV (annexe 1).

B. Les distributions pour les femmes

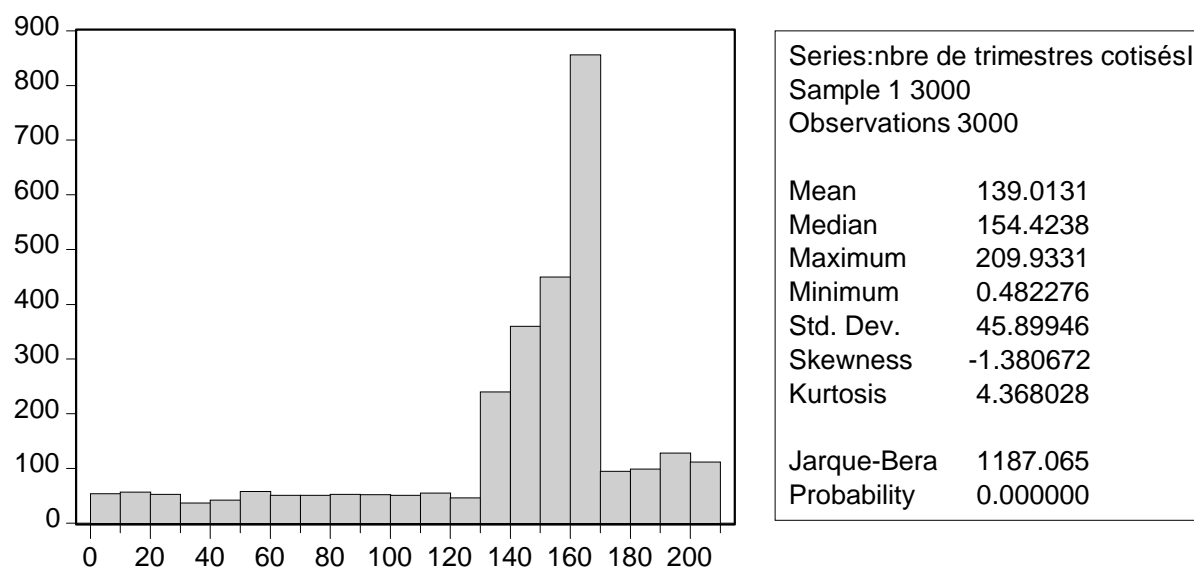
Cette distribution est caractérisée par un fort aplatissement (le « kurtosis » s'élève à 1,7 contre 3 dans le cas d'une distribution normale) et une moyenne peu élevée. La pension de l'individu moyen sous estime alors la moyenne des pensions de l'ordre de 30 %. Les projections de distribution de durées de cotisation fournies par Destinie à l'horizon 2040 présentent les caractéristiques suivantes¹⁸ : moins de carrières courtes (augmentation de la part des femmes qui travaillent), une asymétrie nettement moins marquée et une plus forte concentration autour de 160 trimestres.

¹⁸ Ces modifications entraînent une diminution de la moyenne des durées et une augmentation du pic de concentration autour de la moyenne (« kurtosis »).

Graphique 23 - Distribution observée dans l'EIR des durées de cotisation pour les femmes unipensionnées du Régime général de 65 à 79 ans en 2001 (données pondérées)



Graphique 24 - Distribution en 2040 des durées de cotisation des femmes unipensionnées du Régime général âgées de 65 à 79 ans



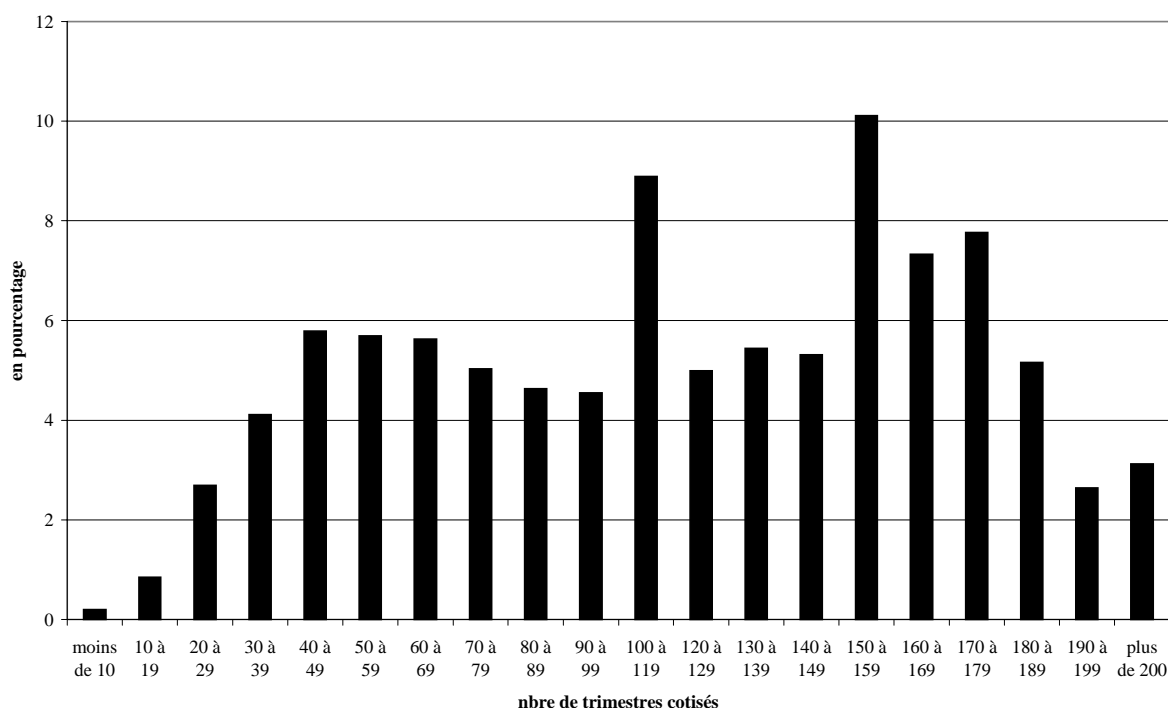
L'écart s'accroît à 35 % (avec une moyenne des pensions d'environ 36 % du SAM et une pension de l'individu moyen de 23 % du SAM). Ce résultat est néanmoins fortement lié à la valeur de la moyenne empirique de la distribution (ici 139 trimestres). En effet, tant que cette

moyenne est inférieure à 160 trimestres, l'écart est très sensible à une faible variation. Une distribution de durées de cotisation, légèrement différente, qui conduirait à une moyenne empirique de 142,5 trimestres, impliquerait ainsi une baisse de l'écart de 10 points.

Prise en compte des polypensionnées

Si l'on ajoute en 2001 les polypensionnées à la population des unipensionnées (graphique 25), on observe une hausse de la durée de cotisation totale moyenne (117 trimestres contre 107 pour les unipensionnées), compensée par une diminution de la durée moyenne de cotisation validée à la CNAV (96 trimestres, contre 117 pour les femmes unipensionnées). L'écart constaté entre la moyenne des pensions, située à 24 % du SAM et la pension de la femme moyenne, située à 16 % du SAM, est très proche de celui observé parmi la population des seules unipensionnées : 32 %.

Graphique 25 - Distribution observée dans l'EIR des durées de cotisation pour les femmes unipensionnées et polypensionnées du Régime général de 65 à 79 ans en 2001



Conclusion

Dans cette étude, nous montrons que raisonner à l'aide d'un individu moyen peut biaiser les projections de dépenses de retraite. En effet, avec une formule de calcul de la pension présentant des non linéarités importantes, le raisonnement sur la pension d'un individu moyen par génération n'est pas forcément une bonne approximation de la moyenne des pensions. Adopter un tel raisonnement pour les hommes retraités en 2001 conduirait ainsi à une pension supérieure de 9 % à la moyenne des pensions. Pour les femmes, la pension d'un individu moyen sous-estime la moyenne des pensions d'environ 30 % (tableau ci-dessous).

Tableau récapitulatif des écarts entre la moyenne des pensions et la pension d'un individu moyen

Écart pension de l'individu moyen / moyenne des pensions	Taux de liquidation fonction de la durée d'assurance totale		Taux de liquidation fonction de la durée d'assurance totale et de l'âge de liquidation
	2001	2040	2001
Hommes			
Unipensionnés	+9 %	+8 %	+9 %
Ensemble	+12 %	.	+11 %
Femmes			
Unipensionnées	-30 %	-35 %	-11 %
Ensemble	-32 %	.	-13 %

Par ailleurs, si l'écart entre les deux agrégats reste stable en projection pour les hommes, il peut varier sensiblement pour les femmes. En effet, tant que la moyenne des durées est inférieure à 160 trimestres, l'écart est très sensible à une modification de cette moyenne.

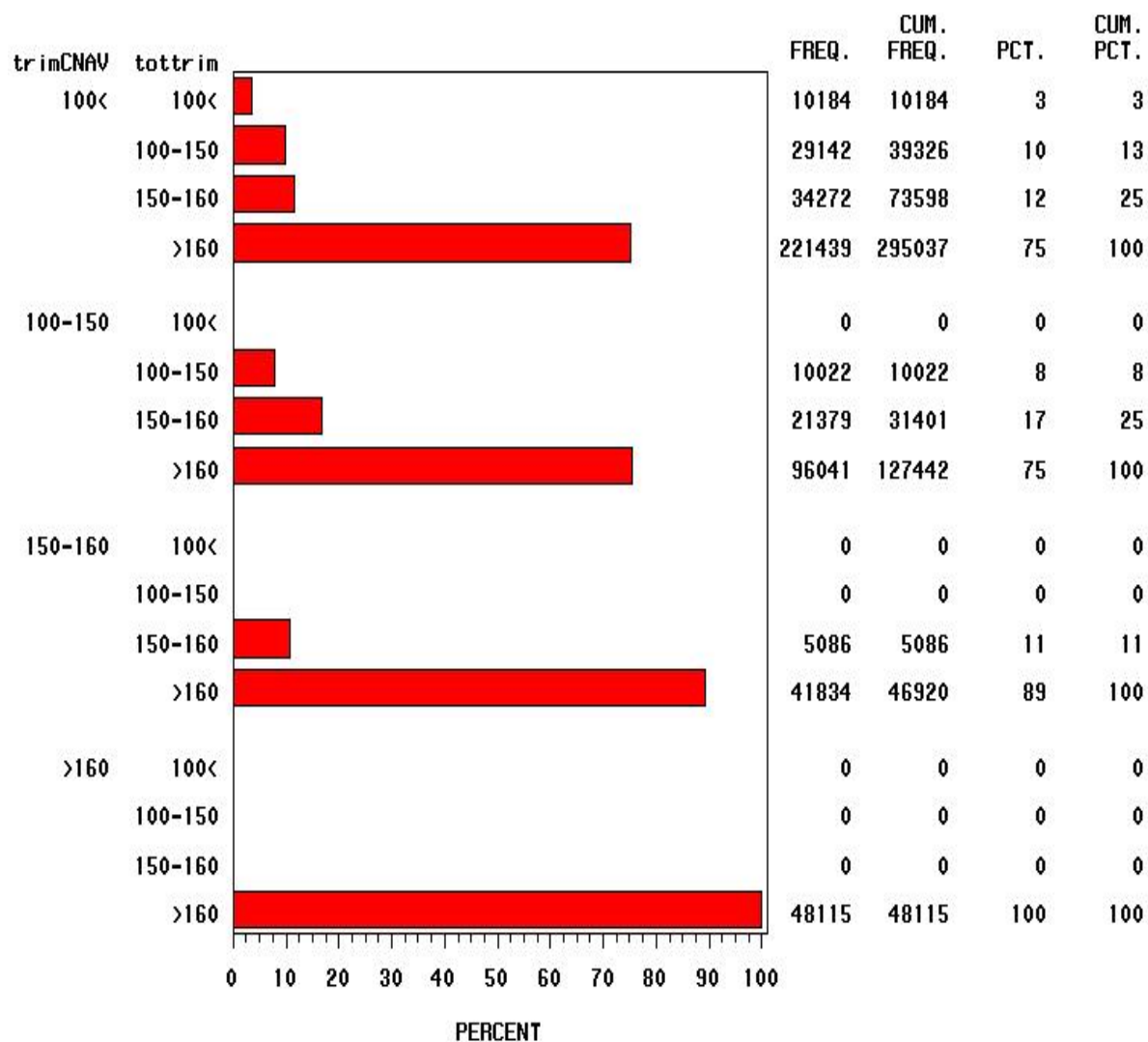
Une manière de résoudre ces difficultés consisterait à approcher l'évolution de la pension moyenne à l'aide d'un ensemble de cas-types pondérés, chacun de ces cas-types représentant un facteur de non linéarité. Dans un premier temps, il s'agirait, à l'aide de l'EIR, des DADS et de l'enquête Patrimoine¹⁹, de choisir un nombre de cas-types restreint (profils de carrière et durées de cotisation, par sexe et statut) et de les pondérer de manière à calculer une pension moyenne proche de celle observée. Ce travail fait pour les salariés du secteur privé pourrait aussi être mené pour la fonction publique. Une fois les cas-types choisis, il resterait à émettre des hypothèses sur la déformation des pondérations, de manière à décrire l'évolution de la pension moyenne en projection²⁰.

¹⁹ L'utilisation de l'enquête Patrimoine permettrait de construire des profils de carrière en terme de durée d'activité. En effet, les DADS ne comportent que les actifs occupés (en cas d'interruption de carrière, on ne sait ce que deviennent les individus) et l'EIR donne des durées totales de cotisation mais sans profil.

²⁰ En résumé, il s'agit de construire un outil intermédiaire entre une maquette Mars et un modèle de microsimulation dynamique du type Destinie.

Annexe 1
Décomposition pour les polypensionnés des trimestres validés au Régime général et dans les autres régimes, selon l'âge et le genre

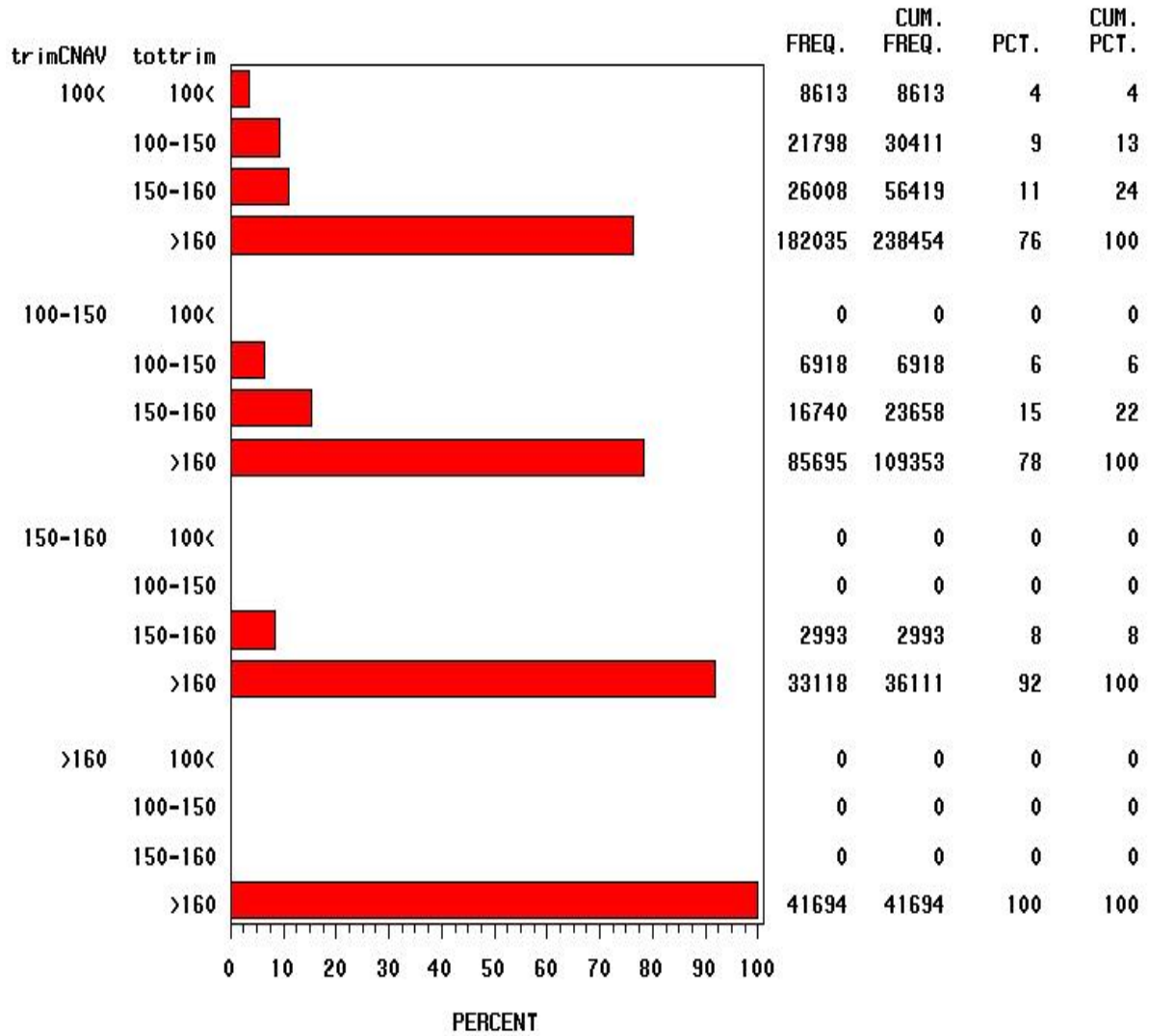
Hommes polypensionnés
 trage=65-69



TrimCNAV				
tdd11	Frequency	Percent	Cumulative Frequency	Cumulative Percent
100<	296964.4	57.01	296964.4	57.01
100-150	128277.2	24.63	425241.6	81.64
150-160	47225.34	9.07	472467	90.70
>160	48433.8	9.30	520900.8	100.00

Hommes polypensionnés

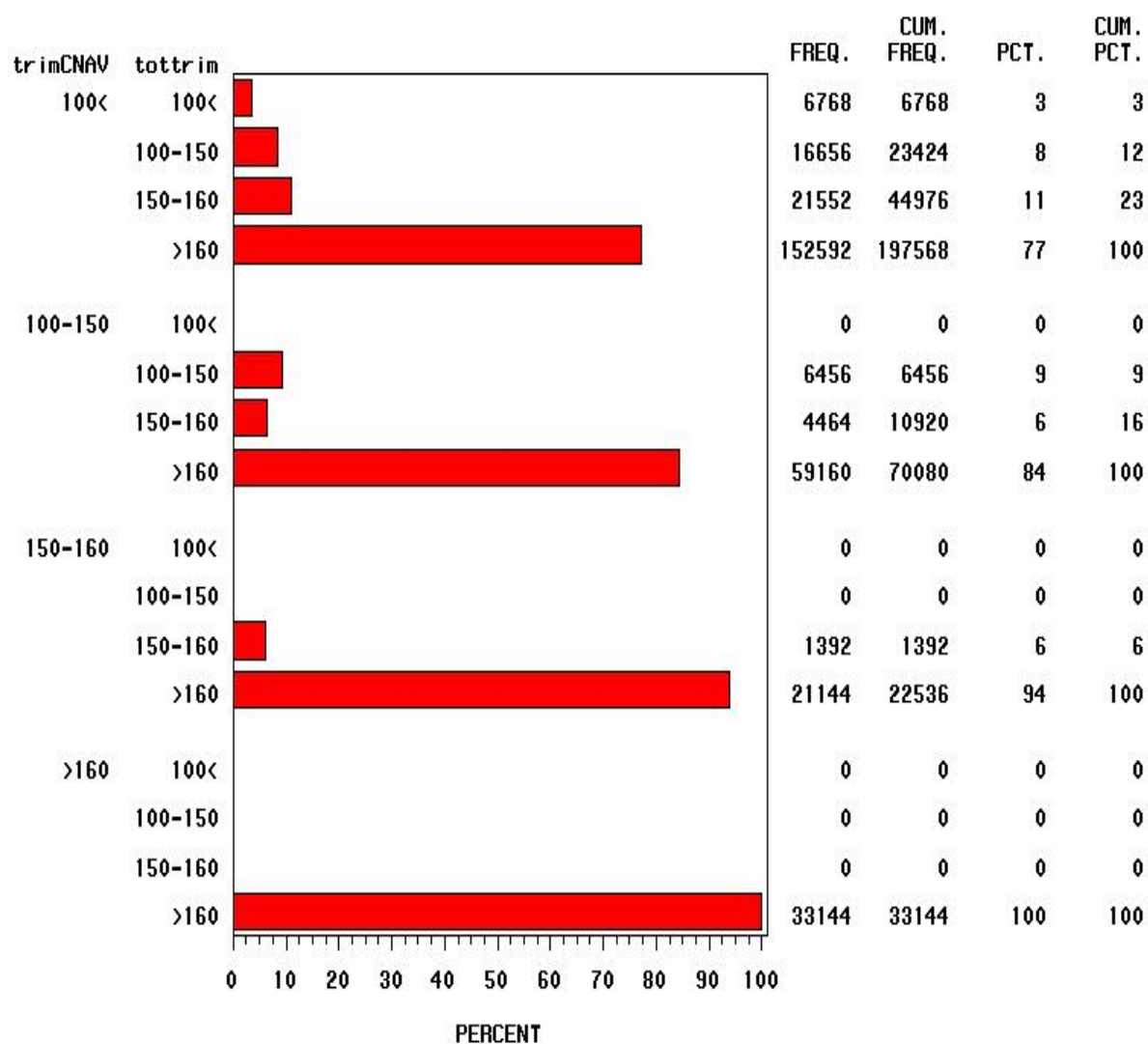
trage=70-74



TrimCNAV				
tdd11	Frequency	Percent	Cumulative Frequency	Cumulative Percent
.	161.16	0.04	161.16	0.04
100<	239903.7	56.01	240064.8	56.04
100-150	110011.6	25.68	350076.4	81.72
150-160	36327.12	8.48	386403.5	90.21
>160	41956.92	9.79	428360.4	100.00

Hommes polypensionnés

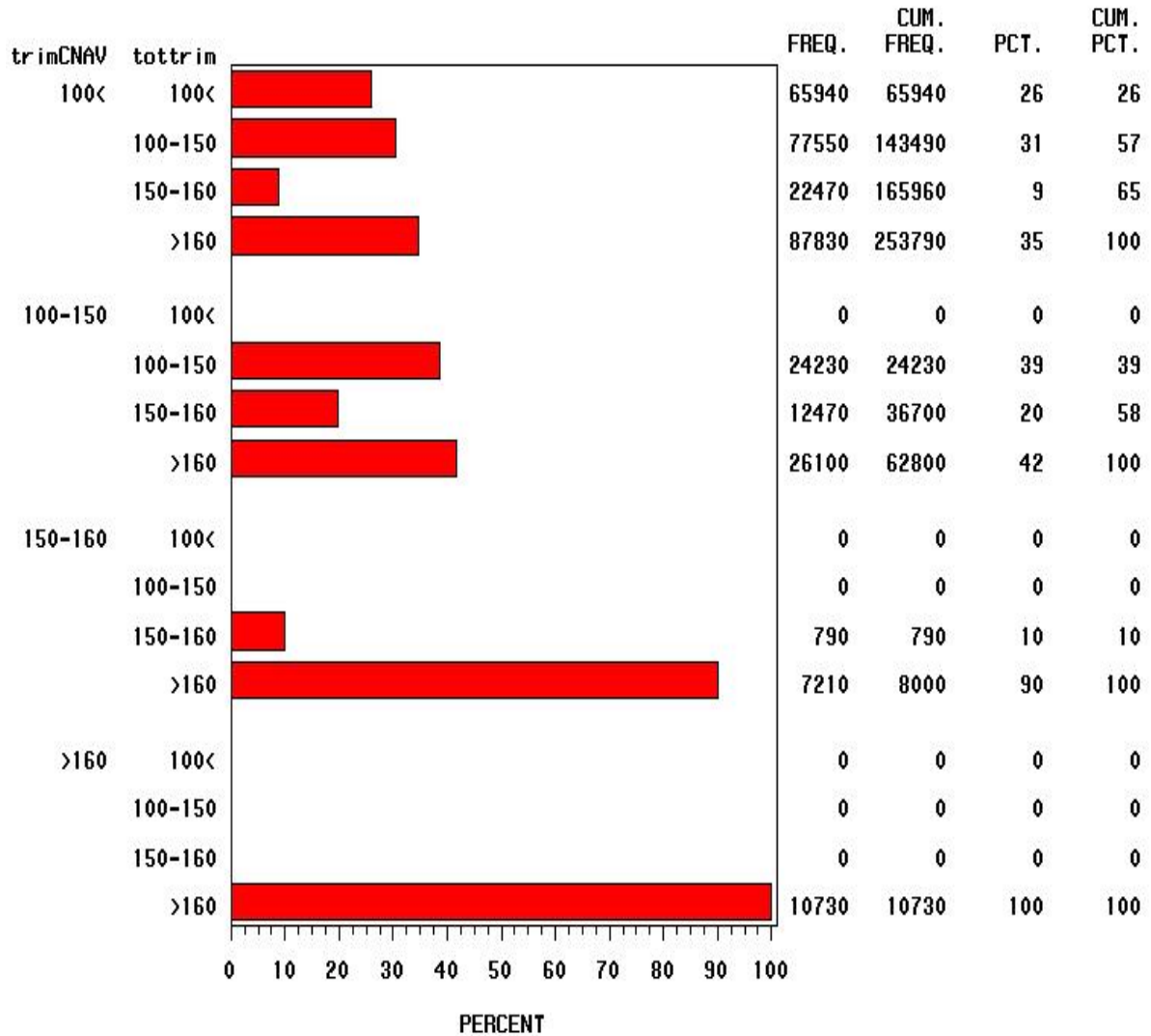
trage=75-79



TrimCNAV				
tdd11	Frequency	Percent	Cumulative Frequency	Cumulative Percent
100<	198058.4	61.11	198058.4	61.11
100-150	70243.39	21.67	268301.8	82.78
150-160	22589.55	6.97	290891.4	89.75
>160	33232.32	10.25	324123.7	100.00

Femmes polypensionnees

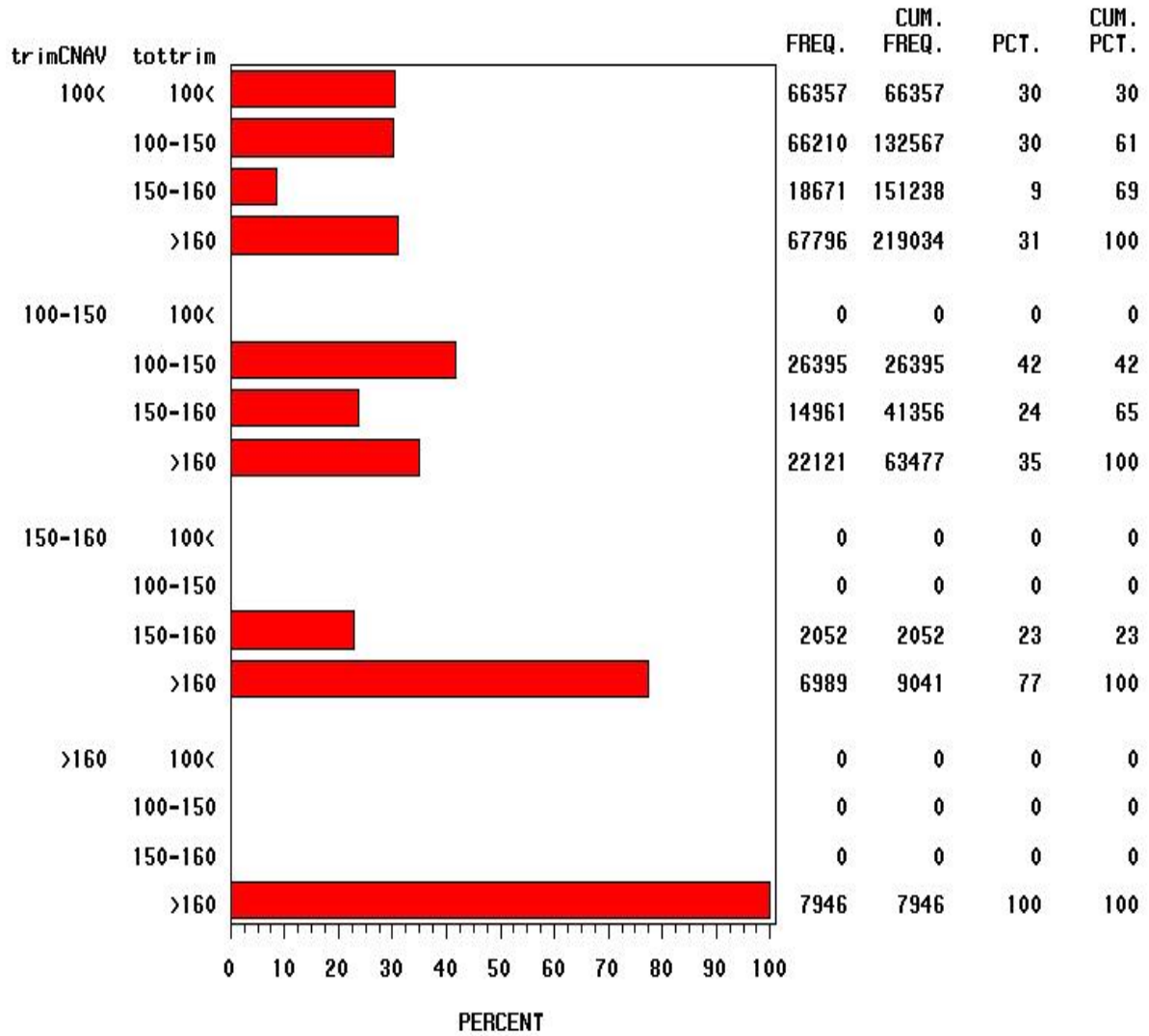
trage=65-69



TrimCNAV				
tdd11	Frequency	Percent	Cumulative Frequency	Cumulative Percent
100<	255386.2	75.69	255386.2	75.69
100-150	63201.16	18.73	318587.4	94.42
150-160	8046.14	2.38	326633.5	96.80
>160	10798.37	3.20	337431.9	100.00

Femmes polypensionnees

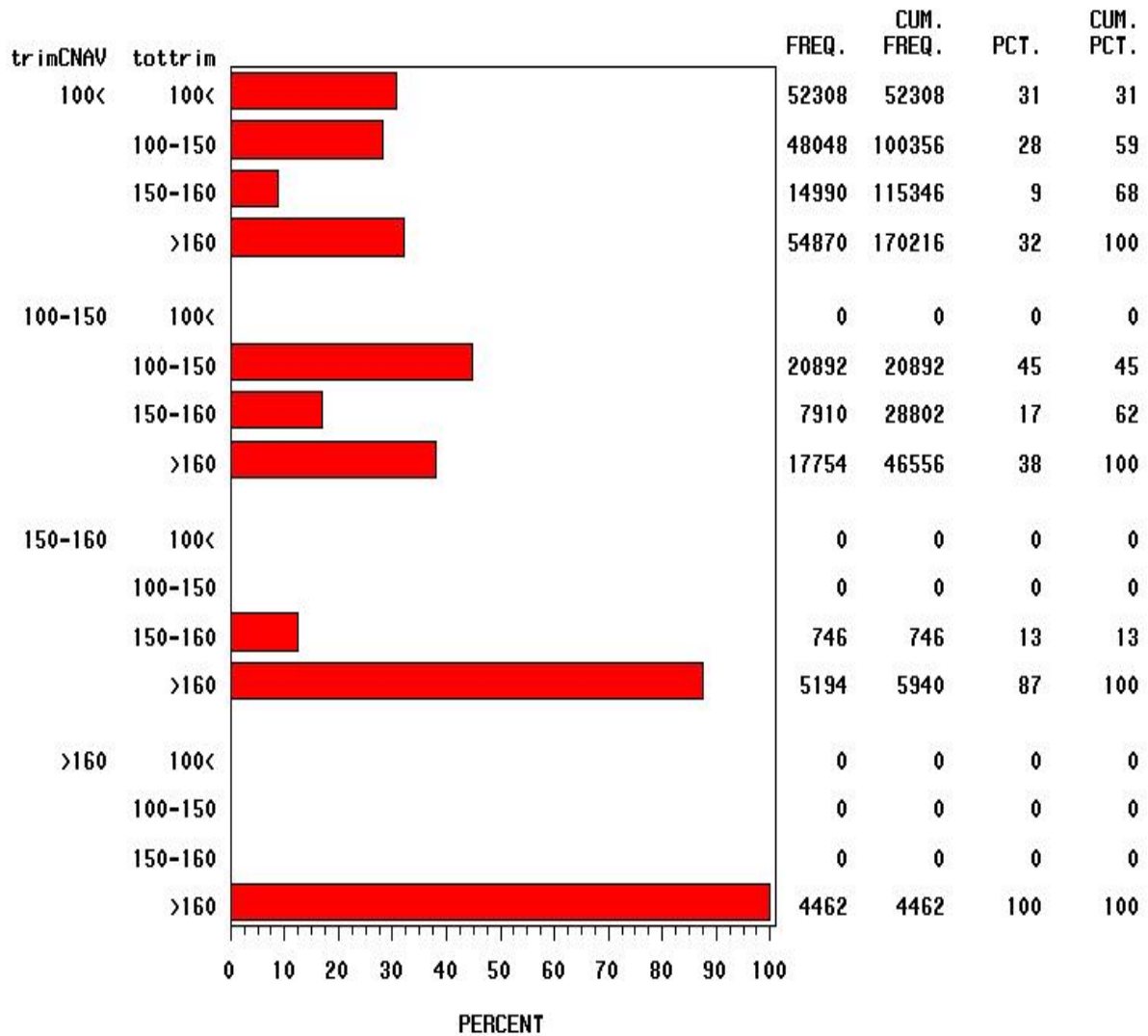
trage=70-74



TrimCNAV				
tdd11	Frequency	Percent	Cumulative Frequency	Cumulative Percent
.	217.44	0.07	217.44	0.07
100<	219961.4	73.08	220178.9	73.15
100-150	63753.98	21.18	283932.8	94.34
150-160	9075.25	3.02	293008.1	97.35
>160	7973.23	2.65	300981.3	100.00

Femmes polypensionnees

trage=75-79



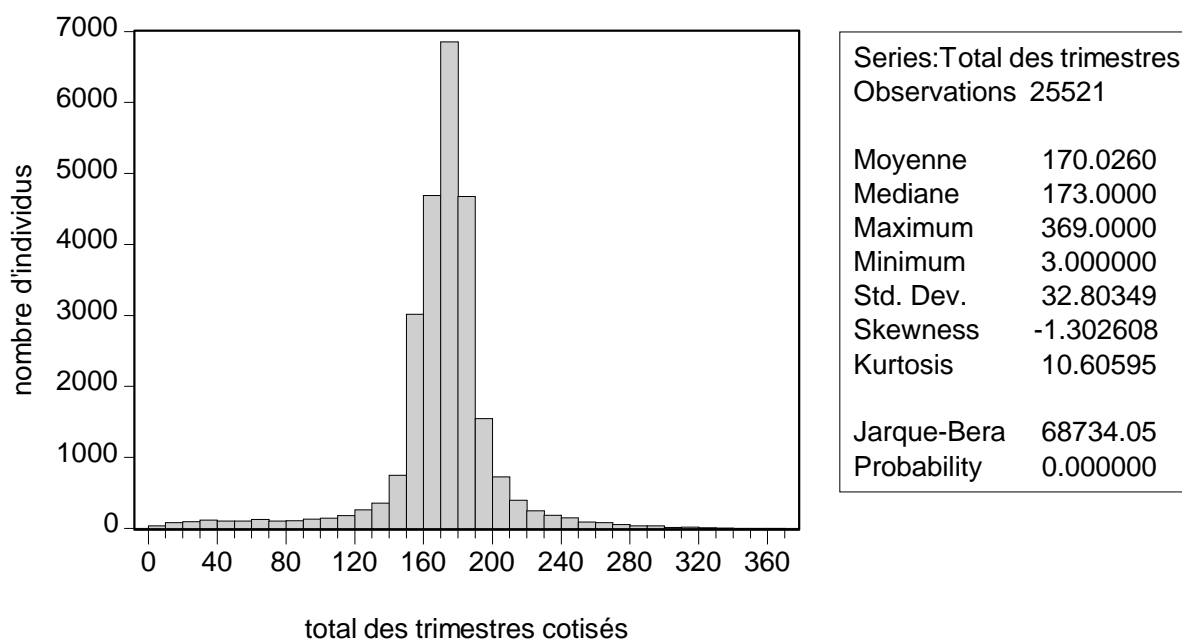
TrimCNAV				
tdd11	Frequency	Percent	Cumulative Frequency	Cumulative Percent
100<	171018.6	74.93	171018.6	74.93
100-150	46775.06	20.49	217793.6	95.42
150-160	5970.6	2.62	223764.2	98.04
>160	4484.62	1.96	228248.8	100.00

Annexe 2

Ajustement de la distribution des durées de cotisation des hommes à l'aide de lois statistiques standards

La distribution de durées de cotisation des hommes âgés de 60 ans à 79 ans, retraités de droits directs à la CNAV est la suivante :

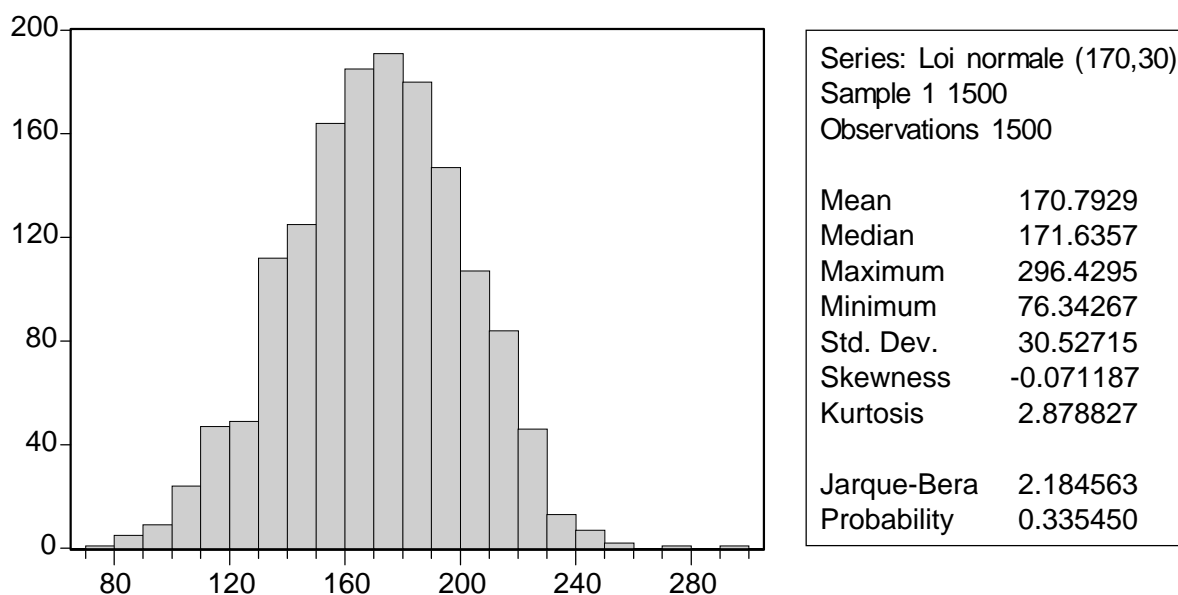
**Graphique 1 - Distribution observée dans l'EIR des durées de cotisation des hommes
(toutes générations et total des trimestres)**



Ainsi que le montre le test statistique de Jarque et Bera (encadré ci-dessus) l'approximation de cette distribution par une distribution normale n'est pas appropriée en raison de son asymétrie (liée à l'existence de petites durées de cotisation relativement uniformément réparties entre 0 et 140 trimestres) et de son faible degré d'aplatissement (la plupart des individus ont une durée de cotisation très proche du nombre de trimestres nécessaires à l'obtention du taux plein). Cependant l'utilisation d'une distribution normale en première approximation est souvent faite car elle répond à un souci de simplicité.

À l'aide de cette distribution, calculons l'écart entre la moyenne des pensions et la pension d'un individu moyen.

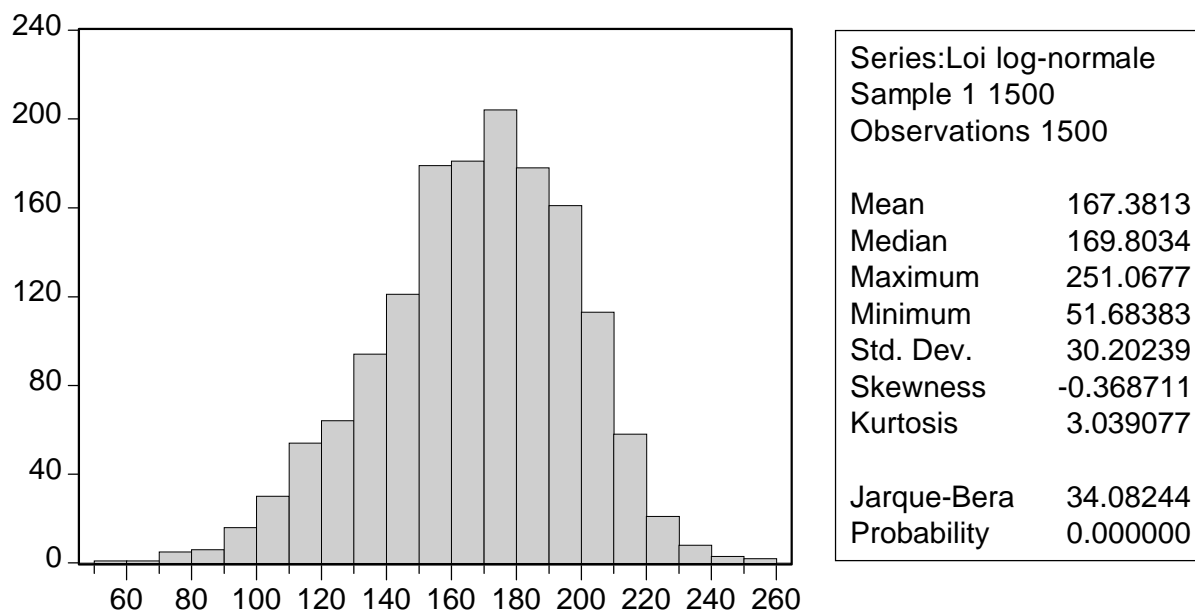
Graphique 2 : Distribution simulée des durées de cotisation selon une loi normale de moyenne 170 et d'écart type 30



La moyenne des pensions calculée à partir de la distribution observée des durées de cotisation est de 0,47 et de 0,436 pour la distribution normale. Pour les deux distributions, avec une moyenne de 170 trimestres de durée de cotisation, le taux de liquidation d'un individu moyen vaut 0,5. Dans les deux cas (distribution observée et simulée) on suppose un départ à 60 ans donc on estime un effet taux maximum. De plus, il s'agit de l'ensemble des trimestres cotisés (au Régime général et dans les autres régimes), le coefficient de proratisation dans ces simulations ne peut pas être évalué. L'écart entre la moyenne des pensions et la pension d'un individu moyen s'élève à 14 % avec la distribution normale et à seulement 6,3 % pour la distribution observée. La répartition symétrique des durées de cotisations induite par une distribution normale implique une moyenne des taux de liquidation plus faible que celle observée, surestimant de ce fait l'écart entre la moyenne des pensions et la pension d'un individu moyen.

En seconde approximation nous avons utilisé la distribution log-normale qui semble plus appropriée en raison de son asymétrie. Cette simulation est construite de manière à reproduire la moyenne et la variance empirique de la distribution observée (les moments d'ordre 1 et 2).

Graphique 3 : Distribution simulée des durées de cotisation selon une loi log-normale

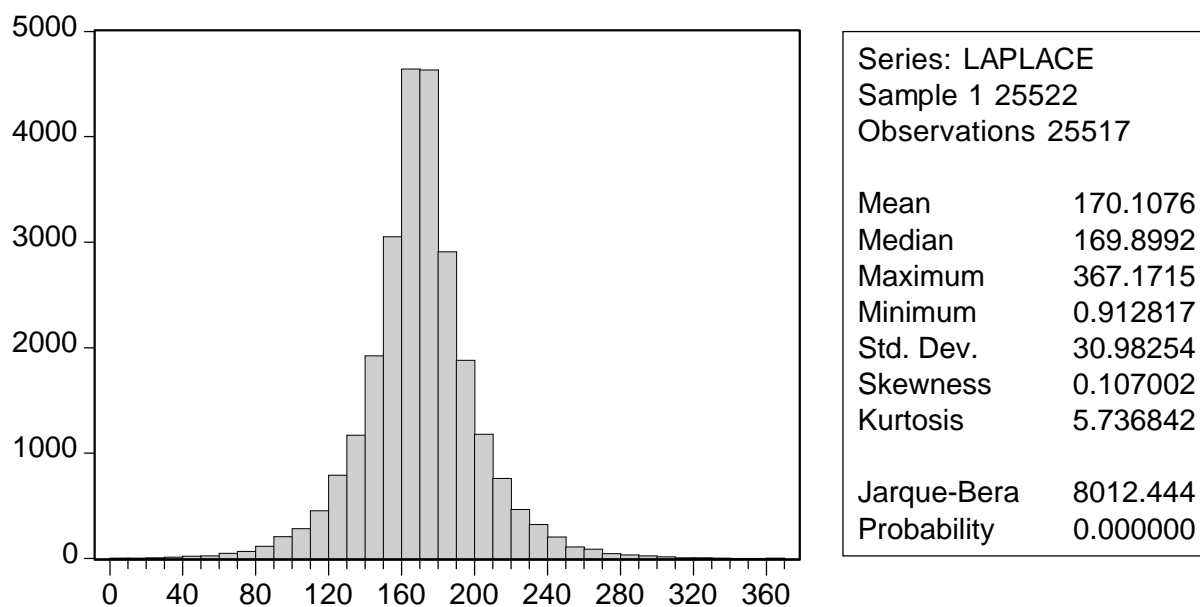


Cette distribution log-normale ne permet pas de reproduire une moyenne des pensions proche de celle observée (la moyenne des pensions s'élève à 43 % du SAM). Elle est en effet trop aplatie par rapport à la distribution observée. La moyenne des pensions est alors trop faible, influencée par un trop grand nombre de petites durées de cotisations. L'écart entre la pension d'un individu moyen et la moyenne des pensions s'élève à 16 %.

Ces deux lois statistiques, souvent avancées pour représenter les distributions observées de durées de cotisation, ne permettent pas de les représenter de manière satisfaisante. En revanche, ce travail a mis en évidence les éléments importants de la distribution observée qui expliquent la moyenne des pensions. Il s'agit du regroupement de la plupart des durées de cotisation autour de la moyenne (50 % des individus ont une durée de cotisation comprise entre 150 et 180 trimestres). Cette caractéristique explique pourquoi la moyenne des taux de liquidation est plus élevée que celle obtenue avec la loi normale reproduisant pourtant la moyenne et la variance empirique. En effet, seulement 11 % des durées observées sont inférieures à 150 trimestres. Il semble ainsi que simuler une distribution qui reproduit seulement la variance ou l'asymétrie de la distribution observée ne permet pas d'obtenir une moyenne des pensions proche de celle observée.

En revanche, si on s'attache à reproduire la moyenne et le caractère « pointu » de la distribution, on atteint un meilleur ajustement des données : par exemple, en simulant une distribution de Laplace permettant de reproduire les moments d'ordre 1 (la moyenne) et 3 (« kurtosis » ou degré d'aplatissement).

Graphique 4 : Distribution simulée des durées de cotisation selon une loi de Laplace



L'écart entre la pension d'un individu moyen et la moyenne des pensions s'élève à 11 %, valeur plus proche de celle observée (6,3 %).

Ces différents essais d'ajustement montrent que l'utilisation d'une distribution standard (normale, log-normale ou de laplace) permet difficilement de reproduire une valeur de l'écart entre la pension d'un individu moyen et la moyenne des individus proche de celle observée.