

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

SÉRIE  
ÉTUDES ET RECHERCHE

**DOCUMENT  
DE  
TRAVAIL**

Les écarts de niveaux de pension  
de retraite entre générations

Patrick AUBERT

n° 107 – septembre. 2011

Cette publication n'engage que ses auteurs

## Sommaire

Introduction .....	7
Les étapes de l'analyse.....	7
Principaux résultats .....	8
1 - Les facteurs d'évolution du niveau des pensions .....	11
Carrières salariales et prise en compte pour la retraite .....	11
Durées validées .....	15
Autres facteurs de législation des retraites.....	19
2 - L'évolution par génération des pensions versées par les principaux régimes de retraite.....	21
Éléments de méthode .....	21
Pensions versées par les régimes de base et complémentaires des salariés du privé.....	23
Régimes des salariés du public .....	30
Les pensions des non-salariés : commerçants, artisans et non-salariés agricoles .....	32
Les pensions tous régimes confondus : évolutions et effets de composition .....	36
Les écarts entre hommes et femmes .....	38
Quelques éléments sur les distributions .....	40
Bibliographie .....	47
Annexe 1 - Effets de génération, d'âge et d'année d'observation : le problème statistique.....	49
Annexe 2 - Les éléments de calcul du montant de la pension.....	57
Annexe 3 - Une décomposition par régression en effets âges et effets génération .....	64
Annexe 4 - Niveaux de pension corrigés de la mortalité différentielle dans l'EIR de 2008 .....	67

## Introduction

Décrire et comprendre les évolutions de niveau de pension au fil des générations est plus complexe qu'il n'y paraît à première vue.

La description elle-même dépasse le domaine de la simple observation statistique. Elle requiert des techniques de modélisation et d'estimation élaborées, car la composition de la population des retraités évolue avec l'âge, d'une manière qui n'est pas indépendante du niveau de pension. Il ne suffit pas, pour comparer les diverses générations, de les observer à une date donnée : elles seraient alors observées à des âges différents, et les écarts estimés pourraient relever tout aussi bien de phénomènes liés à l'âge que de phénomènes liés à l'année de naissance. Décrire les évolutions entre générations nécessite donc un travail de modélisation, afin de neutraliser les effets d'âge et estimer des effets de générations « purs ».

Une fois cela fait, analyser les évolutions et en comprendre les moteurs est complexe, et cela pour au moins deux raisons. D'une part, la retraite est un domaine dans lequel la persistance des effets est très forte, car le calcul du montant de la pension de retraite dépend de toute la carrière des individus. Potentiellement, toutes les évolutions survenues sur le marché du travail ou dans la législation peuvent donc jouer sur le montant moyen de pension d'une génération, entre l'année où elle commence à entrer dans l'emploi et celle où elle est entièrement partie à la retraite. Par exemple, les évolutions de montant de pension parmi les générations nées au cours des années 1940 peuvent être déterminées aussi bien par des évolutions survenues au cours des années 1960 et 1970 (telles que le développement des régimes complémentaires de salariés) que par des évolutions survenues au cours des années 1990 (telles que la réforme des retraites de 1993). D'autre part, les formules de calcul des montants de pension incluent généralement des filtres, visant à corriger l'impact négatif des accidents de carrière (chômage, diminution de salaire, etc.). Ces filtres font souvent qu'il n'est pas aisé de déterminer, par de simples intuitions basées sur des raisonnements qualitatifs, les conséquences sur la retraite des évolutions observées sur le marché du travail au cours des dernières décennies.

Dans cette étude, nous prenons acte des difficultés décrites ci-dessus en scindant l'analyse en deux parties et en confrontant plusieurs sources et méthodes statistiques.

### *Les étapes de l'analyse*

La première partie de l'étude cherche à décrire les mécanismes potentiels, c'est-à-dire les principaux déterminants qui pourraient expliquer les évolutions du montant des pensions. Ces mécanismes sont liés à la durée des carrières, aux niveaux de salaire et de revenu d'activité, ainsi qu'à la manière dont les systèmes de retraite les prennent en compte. L'ambition est d'illustrer les divers mécanismes en jeu, et pas – à ce stade – de quantifier leur incidence.

L'exercice quantitatif est l'objet de la seconde partie, qui présente les évolutions entre générations, estimées au moyen de deux sources statistiques : les données de l'enquête annuelle auprès des caisses de retraite (EACR) et celle de l'échantillon interrégimes de retraités (EIR). L'analyse est menée pour les principaux régimes de retraite, ainsi que pour l'ensemble tous régimes. Elle porte sur les générations nées entre le début des années 1920 et le début des années 1940.

Comme on l'a signalé ci-dessus, estimer des écarts qui correspondent aux effets « purs » de la génération nécessite un certain nombre de choix de modélisation. Ces hypothèses, ainsi que les modèles appliqués, sont décrits dans les annexes. L'annexe 1 détaille les diverses méthodes statistiques retenues pour distinguer, dans les montants moyens de pension observés, les effets propres liés à la date d'observation, à l'âge et à la génération.

L'annexe 2 décrit une méthode de décomposition du montant de pension selon ses diverses composantes. L'intérêt est que la formule de calcul présentée est une formule générale, qui peut être appliquée à tous les régimes de retraites et qui a également du sens pour l'ensemble tous régimes confondus. Elle fait notamment apparaître un indicateur très utile, qui sera largement retenu comme angle d'analyse dans cette étude : le montant de « retraite pleine », qui correspond au montant monétaire de la pension une fois neutralisés les effets liés à la décote, la surcote et à la durée de carrière (via le coefficient de proratisation).

L'annexe 3 et l'annexe 4 fournissent enfin des résultats statistiques complémentaires à ceux présentés dans le corps du texte de cette étude.

### ***Principaux résultats***

Les résultats statistiques présentés dans la suite de cette étude sont très nombreux, puisqu'il est nécessaire, pour bien comprendre les mécanismes en jeu, de multiplier les angles d'analyse, les sources et les méthodes. Cette richesse peut rendre la lecture des résultats difficiles.

Il n'est donc pas inutile de résumer, dès à présent, les principaux enseignements de l'analyse, le reste de l'étude détaillant ensuite les diverses observations qui soutiennent ces conclusions.

Les pensions de retraite sont en moyenne de plus en plus élevées au fil des générations, entre celles nées au début des années 1920 et celles nées au début des années 1940. Ce résultat vaut pour les hommes comme pour les femmes (tableau 1).

**Tableau 1 - Écart moyen de montant de pension  
d'une génération par rapport à la génération née un an plus tôt**

	Hommes		Femmes	
	générations 1924 à 1934	génération 1934 à 1942	générations 1924 à 1934	génération 1934 à 1942
<b>Non-salariés agricoles</b> (base et complémentaire)	<b>0,1 %</b>	<b>1,7 %</b>	<b>1,2 %</b>	<b>0,1 %</b>
<b>RSI artisans et commerçants</b> (base et complémentaire)	<b>1,5 %</b>	<b>-0,2 %</b>	<b>-0,6 %</b>	<b>0,9 %</b>
<b>Salariés du privé</b> <sup>1</sup> (base et complémentaires)	<b>0,6 %</b>	<b>1,7 %</b>	<b>0,8 %</b>	<b>2,3 %</b>
CNAV	0,1 %	0,7 %	0,4 %	1,7 %
Régimes complémentaires (Agirc, Arrco, Ircantec)	1,5 %	2,6 %	2,7 %	3,3 %
<b>Salariés du public (fonctionnaires)</b>	<b>-0,1 %</b>	<b>1,2 %</b>	<b>0,0 %</b>	<b>1,8 %</b>
Fonction publique d'État civile	0,6 %	1,1 %	0,4 %	1,6 %
CNRACL	-0,2 %	1,1 %	0,1 %	1,0 %
<b>Tous régimes</b>	<b>0,3 %</b>	<b>1,5 %</b>	<b>1,3 %</b>	<b>3,2 %</b>

Lecture : en moyenne pour chaque génération née entre 1924 et 1934, le montant moyen de pension de retraite tous régimes confondus des hommes est de 0,3 % supérieur au montant moyen pour la génération née un an plus tôt. Cet écart correspond aux niveaux observés en 2008, après neutralisation des différences liées à l'âge d'observation (notamment les effets de la mortalité différentielle et des liquidations de droits après 66 ans).

Champ : retraités de droits directs (pondérés pour être représentatifs des retraités de la génération en vie à l'âge de 66 ans).

Sources : DREES, EIR 2008 ; calculs auteur pour les pondérations corrigées.

Pour ces dernières, la hausse provient en partie d'un effet mécanique lié à l'allongement de leurs durées validées. Mais elle reste vraie même lorsqu'on neutralise l'effet de ces durées, en s'intéressant au montant de la « retraite pleine » correspondant à chaque pension (tableau 2). Ce montant augmente plus rapidement pour les femmes que pour les hommes, contribuant à la réduction des écarts de niveaux de pension moyens entre sexes.

Les montants de retraite pleine accélèrent à partir des générations nées au milieu des années 1930. Pour les générations plus anciennes, la croissance d'une génération à l'autre est en moyenne de +0,3 % pour les hommes et +0,7 % pour les femmes. Parmi les générations qui suivent, le rythme moyen passe à +1,5 % pour les hommes et +2,1 % pour les femmes.

**Tableau 2 - Écart moyen de montant de retraite pleine**  
(montant de pension après neutralisation des effets de la décote, de la surcote et de la durée validée)  
d'une génération par rapport à la génération née un an plus tôt

	Hommes		Femmes	
	générations 1924 à 1934	génération 1934 à 1942	générations 1924 à 1934	génération 1934 à 1942
<b>Non-salariés agricoles</b> (base et complémentaire)	<b>0,0 %</b>	<b>1,7 %</b>	<b>0,7 %</b>	<b>1,0 %</b>
<b>RSI artisans et commerçants</b> (base et complémentaire)	<b>1,7 %</b>	<b>1,2 %</b>	<b>1,6 %</b>	<b>1,3 %</b>
<b>Salariés du privé</b> <sup>1</sup> (base et complémentaires)	<b>0,6 %</b>	<b>1,1 %</b>	<b>0,2 %</b>	<b>0,9 %</b>
CNAV	0,0 %	0,1 %	0,0 %	0,4 %
Régimes complémentaires (Agirc, Arrco, Ircantec)	1,4 %	2,0 %	2,0 %	1,7 %
<b>Salariés du public (fonctionnaires)</b>	<b>0,2 %</b>	<b>1,0 %</b>	<b>0,2 %</b>	<b>1,6 %</b>
Fonction publique d'État civile	0,7 %	0,9 %	0,6 %	1,5 %
CNRACL	0,2 %	1,0 %	0,0 %	1,0 %
<b>Tous régimes</b>	<b>0,3 %</b>	<b>1,5 %</b>	<b>0,7 %</b>	<b>2,1 %</b>

Lecture : en moyenne pour chaque génération nées entre 1924 et 1934, le montant moyen de retraite pleine tous régimes confondus des hommes est de 0,3 % supérieur au montant moyen pour la génération née un an plus tôt. Cet écart correspond aux niveaux observés en 2008, après neutralisation des différences liées à l'âge d'observation (notamment les effets de la mortalité différentielle et des liquidations de droits après 66 ans).

Champ : retraités de droits directs (pondérés pour être représentatifs des retraités de la génération en vie à l'âge de 66 ans).

Sources : DREES, EIR 2008 ; calculs auteur pour les pondérations corrigées.

La croissance au fil des générations est portée par deux mécanismes principaux :

- D'une part, un effet de composition lié à la diminution progressive de l'emploi non-salarié (agricole et non-agricole) et, corrélativement, la hausse de l'emploi salarié. Cette diminution se traduit, au moment de la retraite, par un moindre poids des pensions versées par les régimes de non-salariés au sein de l'ensemble des pensions de retraite. Or les retraites pleines sont en moyenne plus élevées pour les anciens salariés, du fait notamment de contributions plus élevées aux régimes complémentaires. Des effets de composition jouent également au sein de l'emploi salarié, avec une hausse des qualifications au fil des générations –qui se manifeste notamment par une nette augmentation de la proportion de cadres parmi les salariés nés à partir du milieu des années 1930.
- D'autre part, une hausse très dynamique des pensions versées par les régimes complémentaires de « salariés du privé<sup>1</sup> » (Agirc, Arrco et Ircantec), qui s'explique

<sup>1</sup> La dénomination de « salariés du privé » est, dans toute cette étude, utilisée par simplification pour qualifier les affiliés au régime général et à la MSA salariés. Elle est, en toute rigueur, impropre, dans la mesure où ce champ inclut également les salariés non-titulaires de la fonction publique, qui sont affiliés au régime général bien qu'ils soient salariés du public.

par la montée en charge progressive des effets de la généralisation de ces régimes à partir du début des années 1970 ainsi que, pour les générations nées après le milieu des années 1930, par celle des effets de la hausse des taux de cotisation minimum au cours des années 1990.

Au régime général, les pensions croissent progressivement au fil des générations, mais essentiellement du fait de la hausse des durées validées moyennes, liée au déclin du non-salariat et la hausse corrélative du salariat. Le montant de retraite pleine moyen est en revanche quasiment constant au fil des générations, les facteurs à la hausse (gains de productivité au fil des générations<sup>2</sup>) et à la baisse (notamment le passage des 10 aux 25 meilleures années pour le calcul du salaire de référence) se neutralisant en moyenne.

---

<sup>2</sup> Les gains de productivité ne sont un facteur de hausse des montants moyens de pension au fil des générations que depuis le passage à une indexation des salaires portés au compte selon les prix (cf. *infra*).

## 1 - Les facteurs d'évolution du niveau des pensions

Les facteurs d'évolution des niveaux de pension d'une génération à l'autre sont nombreux et leur interaction complexe. Ces facteurs tiennent aux différences de carrières salariales, qui se sont déroulées à des périodes différentes et donc dans des contextes socio-économiques différents, mais aussi aux évolutions de la législation depuis la création des régimes de retraites de base et complémentaires.

Les effets ont des ampleurs difficiles à anticiper et sont, parfois, contradictoires. Au total, il n'est donc pas possible de formuler une intuition sur les différences attendues de niveau de pension moyen d'une génération à l'autre. Tout au plus peut-on lister les différents facteurs en jeu et les conséquences – qualitatives plutôt que quantitatives – attendues pour chacun. C'est ce qui est fait dans cette partie.

### *Carrières salariales et prise en compte pour la retraite*

Les gains de productivité constituent le premier moteur des différences de carrières salariales d'une génération à l'autre. Le progrès technologique en œuvre depuis la fin de la seconde guerre mondiale améliore en effet, année après année, l'ensemble des revenus salariaux et revenus d'activités. Cela fait que, pour deux personnes dont les caractéristiques de la carrière (durée, emplois occupés, etc.) sont similaires, mais dont l'une est née un an plus tard que l'autre, le revenu d'activité moyen sur l'ensemble de la carrière (relativement aux prix) est en général plus élevé pour la personne née le plus tard. D'autres facteurs peuvent par ailleurs accélérer les gains de salaire en sus de la croissance liée au seul progrès technique. C'est le cas, notamment, de l'amélioration des qualifications due à l'élévation du niveau d'éducation.

Le salaire moyen – dont la variation est égale en première approximation à la croissance de la productivité générale des facteurs – en France a connu une inflexion au cours des années 1980. D'un rythme de croissance moyen de +4 % en plus de l'inflation par an, constaté depuis les années 1960 jusqu'au début de la décennie 1980, il est ensuite passé à un rythme annuel moyen d'à peine 1 % depuis le début des années 1990. Cette évolution a pour conséquence de réduire les écarts entre génération en ce qui concerne le salaire moyen sur l'ensemble de la carrière. Alors que l'écart est en moyenne de 4 % par rapport à la génération née un an plus tôt pour toutes les générations finissant leur carrière avant le début des années 1980 (c'est-à-dire les générations nées jusqu'au début des années 1920), il se réduit ensuite progressivement au fil des générations.

Les écarts de salaire moyen de carrière ne se traduisent cependant pas nécessairement par des écarts de montant de pension entre les générations. Le fait qu'ils le fassent ou non constitue en fait l'une des propriétés fondamentales qu'il faut considérer pour caractériser un système de retraite. En pratique, cette propriété se manifeste généralement par les revalorisations appliquées, à la fois les revalorisations des droits acquis année après année au cours de la carrière et celles des pensions une fois liquidées.

Un système de retraite peut choisir de gommer totalement les différences de salaire de carrière entre générations – c'est-à-dire les différences de productivités moyennes entre les périodes où les différentes générations étaient sur le marché du travail –, en appliquant des revalorisations égales aux salaires moyens. Les gains de productivité des générations les plus récentes sont alors redistribués aux générations plus anciennes qui ne sont pas encore parties à



la retraite, via les revalorisations de leurs salaires portés au compte, ainsi qu'aux générations déjà retraitées, via les revalorisations de leurs pensions<sup>3</sup>. Le système de retraite peut aussi, à l'inverse, choisir de ne pas répercuter les gains de productivité, en appliquant des revalorisations suivant simplement l'évolution des prix. Les écarts de salaires de carrière entre générations se traduisent alors directement par des écarts de niveaux de pension entre génération qui leur sont proportionnels.

En France, les modes de revalorisation ont évolué pour passer du premier type ou second. En particulier, le régime général (CNAV) applique, pour les salaires portés au compte et les pensions liquidées, des revalorisations selon l'évolution des prix à partir du début des années 1980.

Le graphique suivant (graphique 1) illustre l'impact du mode de revalorisation sur les écarts entre générations. L'exercice réalisé est « fictif » au sens où il ne prétend en aucune manière modéliser toutes les différences entre générations, ni les particularités des carrières salariales réelles. Il montre simplement comment se conjuguent évolution des salaires moyens et revalorisation. Pour chaque génération, on calcule le taux d'évolution de la moyenne du salaire (en euros constants, c'est-à-dire en déflatant les salaires par l'indice des prix) au cours des 10 dernières années avant l'âge de 58 ans, par rapport à la génération née un an plus tôt<sup>4</sup>, chaque génération percevant par hypothèse à chaque âge le salaire moyen dans l'économie de l'année considérée. Comme mentionné ci-dessus, ce taux d'évolution est de l'ordre de 4 % jusqu'à la génération née en 1923, puis il diminue progressivement jusqu'à atteindre 0,7 % pour les hommes et 1,1 % pour les femmes à partir de la génération née en 1930.

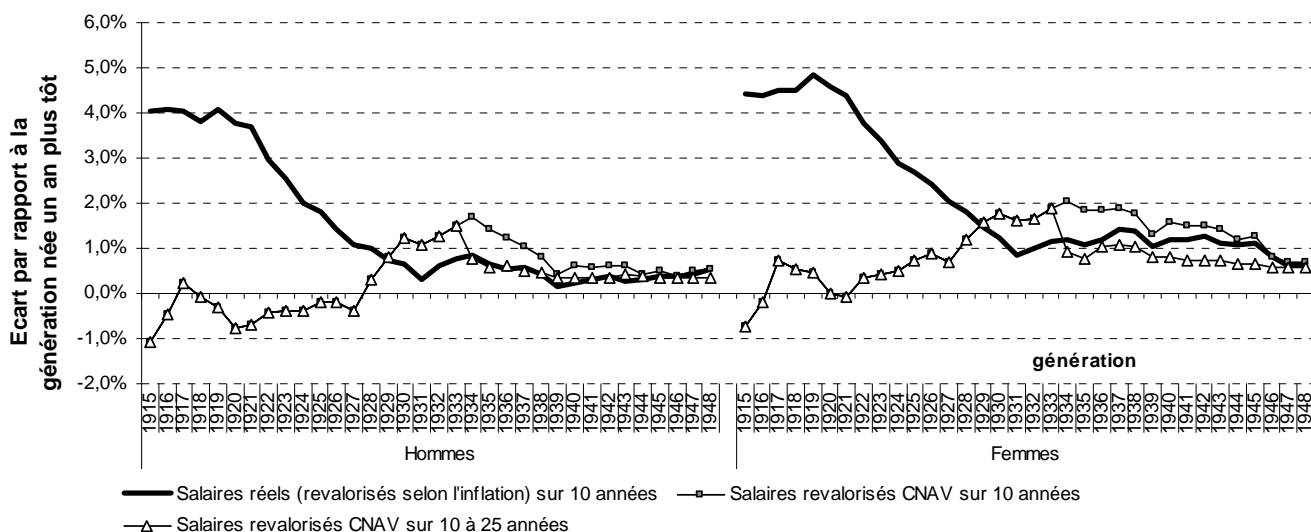
Les évolutions entre générations sont nettement différentes si l'on revalorise les salaires avec la série utilisée par la CNAV, c'est-à-dire si on applique une revalorisation selon les salaires moyens jusqu'au début des années 1980 : les écarts entre générations sont alors quasiment nuls pour les générations nées avant 1930 – la revalorisation selon les salaires gommant les écarts de salaires perçus en cours de carrière –, puis deviennent positifs, suite au passage à une revalorisation selon les prix.

---

<sup>3</sup> En pratique, ce sont les revalorisations des salaires portés au compte qui sont importantes si l'on s'intéresse aux écarts entre générations en ce qui concerne les pensions au moment de la liquidation. Les revalorisations des pensions importent si l'on compare les montants de pensions des générations déjà retraitées à celles des générations qui arrivent à la liquidation. Au régime général, les coefficients retenus sont identiques pour chacune de ces deux revalorisations, mais on pourrait très bien imaginer un système de retraite appliquant des coefficients distincts.

<sup>4</sup> L'âge de 58 ans est choisi par convention en tant qu'âge moyen de sortie d'emploi depuis le début des années 1990. Le calcul sur les 10 dernières années correspond au nombre d'années retenues dans le Salaire annuel moyen (SAM) avant la réforme de 1993.

**Graphique 1 - Taux d'évolution du salaire moyen de fin de carrière,  
par rapport à la génération née un an plus tôt**  
– calcul sur cas-types conventionnels –



Note : pour chaque génération, le salaire moyen est calculé sur les 10 dernières années avant 58 ans (resp. sur les 10 à 25 dernières années pour la troisième série, selon le nombre d'années retenues dans le calcul du SAM), puis revalorisé, selon le cas, selon l'évolution des prix à la consommation – y compris tabac – ou selon la série de revalorisation utilisée par la CNAV. Le salaire en euros courants considéré pour chaque génération à chaque âge est le salaire moyen de l'année au cours de laquelle cet âge est atteint (salaire moyen par sexe dans les DADS).  
Sources : Insee, DADS et indice des prix à la consommation ; CNAV, législation ; calculs : auteurs.

D'autres caractéristiques des régimes de retraite sont de nature à modifier les écarts de montant de pension entre générations par rapport aux écarts de salaire de carrière. Ces facteurs regroupent tous les filtres et spécificités de calcul qui font que les revenus salariaux ou d'activité pris en compte dans le calcul de la retraite ne sont pas les revenus réellement perçus.

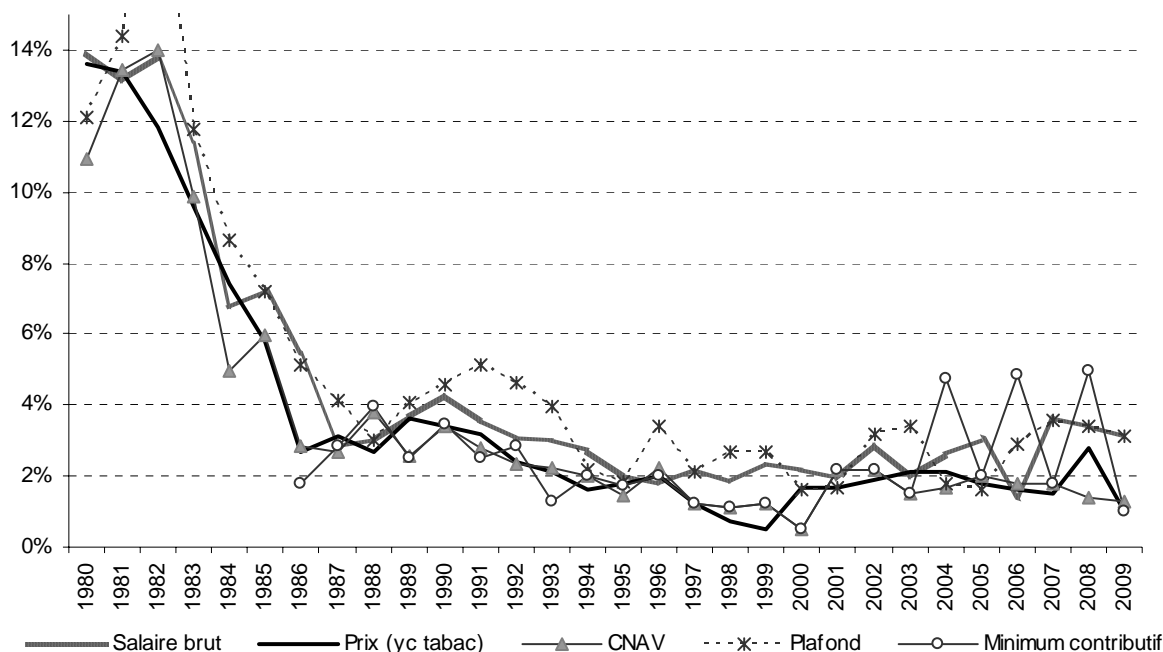
Un premier facteur est l'assiette de calcul des droits, qui peut être une partie seulement des revenus. Si le périmètre de l'assiette évolue, l'évolution des salaires moyens sur l'assiette considérée sera différente de l'évolution des salaires « totaux ». Le plafond de Sécurité sociale joue en particulier un rôle primordial, puisqu'il définit l'assiette à la fois pour une grande partie des régimes de base (dont le régime général) et pour les régimes complémentaires de salariés (Arco, Agirc et Ircantec). Or, ce plafond a crû en moyenne un peu plus vite que les salaires moyens depuis le début des années 1980 (graphique 2). Cela implique, par exemple, que les salaires pris en compte par le régime général et par l'Arco pourraient avoir eu un taux de croissance plus élevé que celui des salaires dans l'ensemble de l'économie, tandis qu'un phénomène inverse s'observerait à l'Agirc.

Un autre facteur est, pour le régime général et les régimes alignés, le nombre d'années retenues dans le calcul du SAM. Ce nombre est passé progressivement de 10 (pour les retraités nés en 1934 et avant) à 25 années (retraités nés à partir de 1948). Le calcul conventionnel réalisé pour le Graphique 1 montre que cette modification est de nature à expliquer un différentiel à la baisse de l'ordre de 0,5 point de pourcentage sur le taux d'évolution d'une génération à l'autre.

Les minima de pension peuvent également jouer. Au régime général et dans les régimes alignés, les retraités qui liquident au taux plein et dont le SAM est inférieur à un certain seuil voient leur pension portée au minimum contributif. L'évolution du seuil de ce minimum peut donc avoir un impact sur les écarts de montant de pension entre générations, tandis que les

évolutions des salaires de faible de montant, réellement observés, pourraient n'avoir un impact que très atténué.

**Graphique 2 - Évolution annuelle de divers indicateurs**



Note : le taux d'évolution annuelle du montant du minimum contributif est calculé y compris majoration (à partir de 2004).  
Sources : Insee, DADS et indice des prix à la consommation ; CNAV, législation.

Dans les régimes de la fonction publique, c'est l'évolution des seuls salaires de fin de carrière qui est déterminante, car le montant de la pension est calculé en fonction du traitement indiciaire de base (hors primes) des six derniers mois. Les deux éléments importants sont donc l'indice atteint en fin de carrière et la valeur (monétaire) du point d'indice. La dynamique des salaires dans la fonction publique (en d'autres termes, l'analogue de la variation des salaires moyens pour les salariés du privé) ne se réduit bien sûr pas à celle de la valeur du point d'indice. Cette dynamique peut, par exemple, passer également par des modifications de grille indiciaire, qui se traduisent pour les fonctionnaires en activité par une hausse de leur indice allant au-delà de la simple évolution mécanique de l'indice avec l'âge et l'ancienneté<sup>5</sup>.

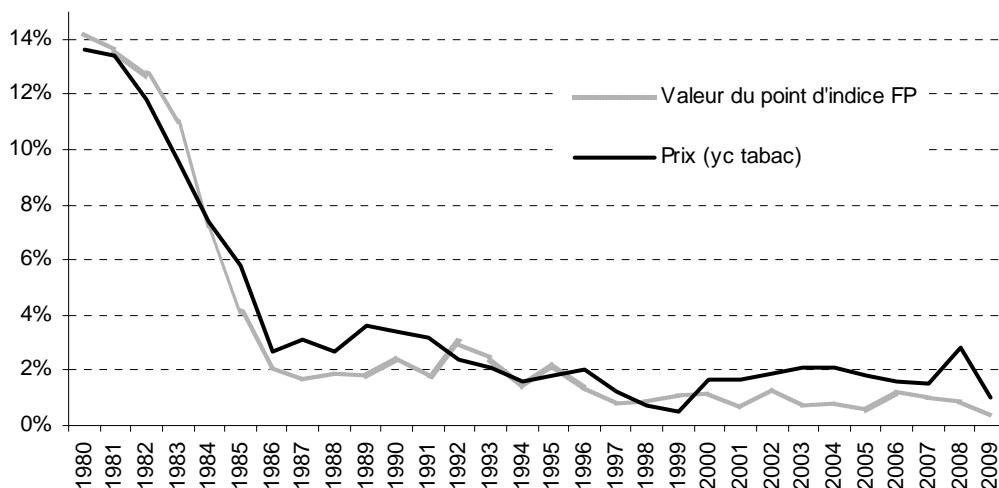
L'évolution de la valeur du point d'indice n'en constitue pas moins l'un des déterminants important des différences de niveau de pension entre générations. Jusqu'en 2003, les pensions des fonctionnaires retraités étaient revalorisées selon l'évolution de cette valeur du point d'indice. Elle ne concourrait donc pas, a priori, pour expliquer les différences de niveau de pension entre générations. Si l'on considère que la majorité des fonctionnaires partent à la retraite à 60 ans ou avant, ce résultat s'applique aux générations jusqu'à celles nées au début des années 1940 (qui atteignent 60 ans avant 2003).

À partir de 2004, les pensions des fonctionnaires sont revalorisées selon l'indice des prix à la consommation. Les écarts entre cet indice et la valeur du point jouent donc directement sur les écarts de niveau de pension. En particulier, le point d'indice augmente moins rapidement que

<sup>5</sup> Une analyse purement « salaire » prendrait également en compte l'évolution des primes. Cette dimension n'est cependant pas pertinente ici, dans une optique de comparaison des montants de retraite, puisque les primes n'entrent pas dans le calcul de ce montant.

l'inflation depuis le début des années 2000. À moins d'une hausse de l'indice moyen de fin de carrière, la dynamique « pure » du point d'indice devrait donc induire une diminution du montant moyen de pension des anciens fonctionnaires au fil des générations, pour celles parties à la retraite à partir de 2004.

**Graphique 3 - Évolution annuelle du point d'indice de la Fonction publique**



Sources : Insee (pour l'indice des prix).

Comme on l'a déjà signalé, les facteurs présentés ici, que ce soit pour les salariés du secteur public ou ceux du secteur privé, cherchent uniquement à illustrer l'incidence « pure » de la dynamique salariale, c'est-à-dire des évolutions du salaire moyen ou de la valeur du point d'indice, pour des carrières « toutes choses égales par ailleurs ». Bien évidemment, rien n'assure que ces effets attendus seront visibles sur les évolutions de montant de pension effectivement observées entre générations. Les conséquences des effets de composition (évolution de la structure par qualification, de la structure sectorielle de l'emploi, etc.) peuvent être d'aussi forte, voire de plus forte ampleur, que celles de la dynamique salariale pure.

### ***Durées validées***

Outre les aspects de niveau de salaire et de revenu d'activité, les générations peuvent différer selon les durées moyennes validées, que ce soit en tous régimes ou séparément dans chaque régime. Les durées moyennes ont un impact direct sur le montant moyen des pensions, du fait de la proportionnalité selon la durée appliquée dans le calcul du montant de retraite, par le biais du coefficient de proratisation.

Comme pour les salaires, ces différences peuvent tenir aussi bien à des écarts de durées « réelles » qu'à des écarts liés aux propriétés des systèmes de retraite, c'est-à-dire en pratique à la manière dont ces systèmes ont, d'une façon qui a évolué au cours du temps, calculé des durées validées à partir des durées réelles.

Les évolutions des durées réelles des périodes d'emploi tiennent aux différences de contexte sociopolitique. Les générations les plus anciennes (nées avant 1930) peuvent être entrées sur le marché du travail plus tardivement que les générations nées dans les années 1930 et 1940, du fait de la 2<sup>ème</sup> guerre mondiale. Les générations nées après 1950 sont par ailleurs également entrées plus tard, du fait de l'allongement de la durée des études et de la scolarité

obligatoire jusqu'à 16 ans pour les personnes nées à partir de 1953. Les durées validées par les femmes se sont allongées, en moyenne, du fait de l'augmentation de l'activité féminine au fur et à mesure des générations. Les durées validées par les personnes nées à l'étranger, enfin, peuvent varier fortement d'une génération à l'autre, car elles tiennent souvent à l'historique des vagues migratoires – et donc des effets de date plus que de génération.

Les différences d'entrée sur le marché du travail ne sont pas les seuls facteurs de variabilité des durées validées parmi les générations. La montée du chômage à partir du début des années 1980 a ainsi accru la fréquence des périodes de non-emploi, ce qui pourrait avoir pour effet de diminuer la durée de carrière, et cela d'autant plus que la partie de carrière qui a eu lieu après 1980 est longue.

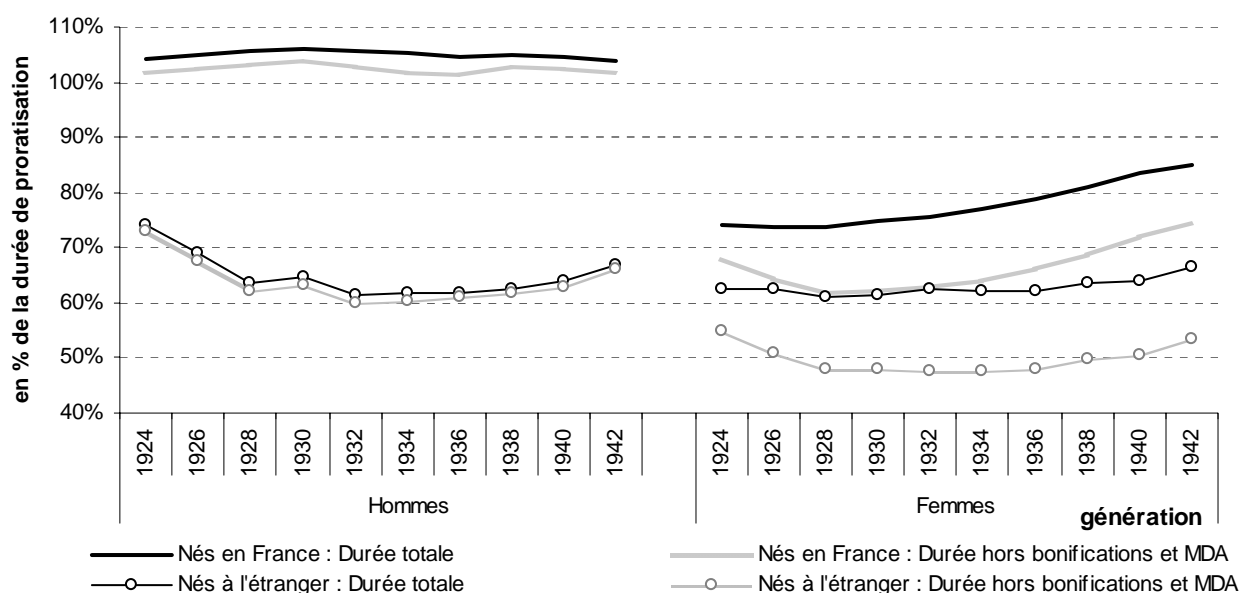
Les facteurs de législation qui ont pu jouer différemment sur les durées validées des diverses générations sont également nombreux. En établir une liste exhaustive et en évaluer les impacts attendus serait une tâche ardue : on se contentera donc ici d'en évoquer les principaux.

Dans les principaux régimes de base, les durées validées ne sont pas prises en compte en tant que telles, mais au prorata d'une durée de référence. Cette dernière a été augmentée par la réforme des retraites de 2003, passant de 150 trimestres (37,5 ans) pour les générations nées jusqu'en 1943 à 164 trimestres (41 ans) pour la génération née en 1952. Même sous l'hypothèse qu'il n'y a pas de baisse des durées validées réelles, les durées validées relatives (au prorata de la durée de référence) pourraient donc diminuer pour ces générations, réduisant en conséquence le montant de pension moyen.

Par ailleurs, la législation des régimes de retraite prévoit que des durées puissent être validées en dehors des périodes d'emploi (validation de périodes dites « assimilées » dans certaines situations de chômage, préretraite, maladie, invalidité, etc.), voire au titre de périodes qui ne correspondent pas à des durées « réelles » (majoration de durée d'assurance pour enfants, bonifications de durée liées à certains types d'emploi dans plusieurs régimes spéciaux). La proportion des périodes assimilées dans les durées validées totales a significativement augmenté au fur et à mesure des générations, au moins jusqu'à celles nées dans la deuxième moitié des années 1960 (cf. Aubert et Croguennec, 2011 ; Baraton et Croguennec, 2009). Dans certains cas, comme celui du chômage, il est néanmoins difficile de dire si cela se traduit par des durées validées plus longues : la législation a pu évoluer, permettant des validations de périodes assimilées plus facile, mais la hausse pourrait aussi ne refléter que celle du chômage.

On peut néanmoins affirmer que les périodes validées à d'autres titres que l'emploi ont joué dans le sens d'une augmentation sensible de la durée validée par les femmes. Le dispositif d'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF), mis en place à partir de 1972, représente notamment une part croissante des validations des femmes, jusqu'à celles nées dans la deuxième moitié des années 1950. Son impact sur les écarts entre générations s'annule ensuite, puisque les générations ultérieures atteignent toutes les âges de la maternité à un moment où le dispositif est déjà pleinement monté en charge.

**Graphique 4 - Taux de proratisation « tous régimes » selon le lieu de naissance**



Note : Cf. annexe 2 pour le calcul du taux de proratisation tous régimes.

Champ : retraités de droit direct (pondérés pour être représentatifs des retraités de la génération en vie à l'âge de 66 ans).

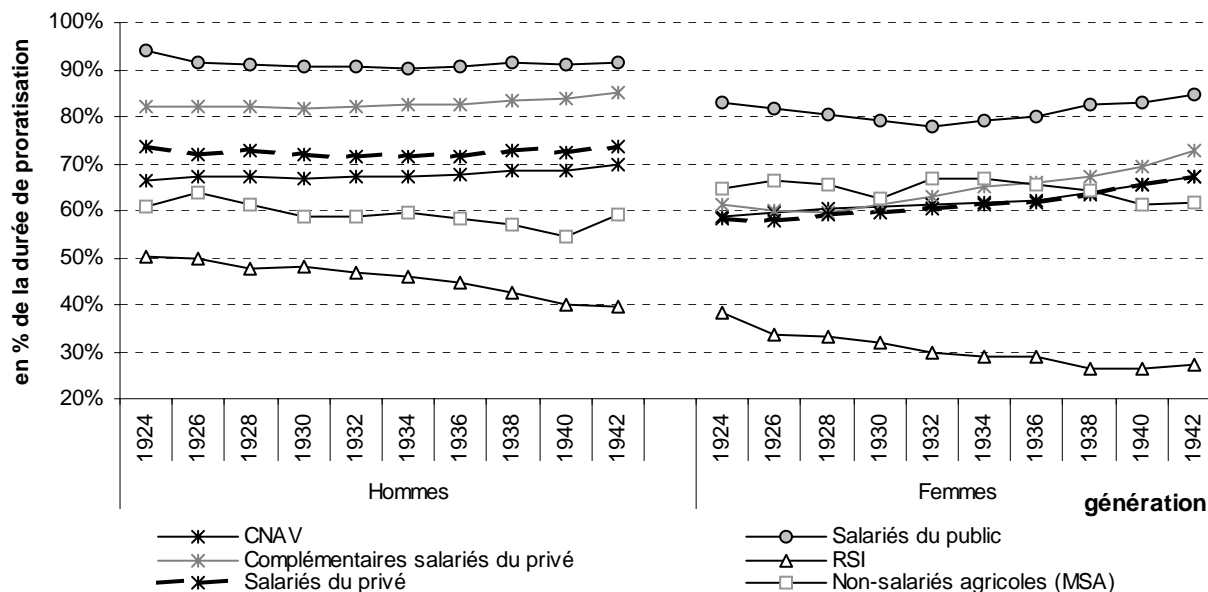
Sources : DREES, EIR 2008 ; calculs auteur pour les pondérations corrigées.

En pratique, le taux de proratisation moyen tous régimes confondus des hommes nés en France s'avère en fait quasiment constant d'une génération à l'autre (graphique 4). Il croît légèrement parmi les générations les plus anciennes (qui ont pu commencer leur vie active avant 1945) et il décroît légèrement parmi les plus récentes (ce qui pourrait traduire l'incidence de la hausse de la durée de référence pour la proratisation), mais les écarts ne dépassent jamais 2 points de pourcentage. Pour les femmes nées en France, en revanche, le taux de proratisation moyen augmente régulièrement au fil des générations, sous l'effet de la hausse de l'activité féminine et de la montée en charge des dispositifs permettant de valider des trimestres au titre de la maternité et de l'éducation des enfants. Le taux moyen passe ainsi de 74 % pour les générations nées avant 1930 à plus de 85 % pour celles nées en 1942.

Parmi les nés à l'étranger, l'évolution du taux de proratisation moyen suit une logique différente, liée à l'historique des vagues de migration. La résultante en est un taux moyen diminuant progressivement jusqu'aux générations nées au début des années 1930, puis augmentant légèrement pour les suivantes. Les différences entre générations parmi les nés à l'étranger sont moins marquées parmi les femmes, que parmi les hommes, surtout lorsqu'on prend en compte les majorations de durée d'assurance pour enfants (MDA).

Par ailleurs, les durées validées dans les divers régimes de base suivent la logique de recomposition sectorielle de l'emploi. La diminution tendancielle de l'emploi non-salarié se traduit par une moindre proportion de personnes ayant effectué une activité non-salariée au cours de leur carrière, mais aussi par une durée de carrière plus courte dans cette activité pour ceux qui l'ont exercé. Il y a donc une baisse du taux de proratisation moyen dans les régimes de non-salariés (notamment au RSI) et, corrélativement, une hausse dans les régimes de salariés du privé (graphique 5). Dans les régimes du public, le taux de proratisation moyen diminue légèrement parmi les générations nées avant le début des années 1930, puis augmente légèrement parmi celles nées après.

**Graphique 5 - Taux de proratisation dans les principaux régimes ou groupes de régimes**



Note : Cf. annexe 2 pour le calcul des taux de proratisation pour les ensembles de régime (tous régimes, salariés du privé, salariés du public). Le taux de proratisation pour les régimes complémentaires de salariés du privé peut être supérieur à celui calcul pour les régimes de base correspondant, car il n'est pas borné à 1, alors que celui des régimes de base l'est. Le taux pour l'ensemble des régimes de salariés du privé, calculé comme une moyenne du taux (non borné) dans les régimes complémentaires et du taux (borné) dans les régimes de base, se situe naturellement entre les deux.

Champ : retraités de droit direct (pondérés pour être représentatifs des retraités de la génération en vie à l'âge de 66 ans).

Sources : DREES, EIR 2008 ; calculs auteur pour les pondérations corrigées.

Dans les régimes complémentaires en points, le calcul du montant de la pension ne fait pas directement référence à une durée validée. Les droits acquis l'ont cependant été au cours d'une certaine période d'emploi, ce qui induit bien une certaine proportionnalité entre le montant de la pension et une durée de cotisation pertinente pour le régime. Or les régimes complémentaires ne sont, pour la plupart, devenus obligatoires que bien après les régimes de base (au début des années 1970 pour les régimes complémentaires de salariés et à la fin des années 1970 ou à partir de 2004 –selon les régimes– pour les régimes complémentaires de non-salariés). La durée de cotisation, et donc la pension moyenne, pourraient donc augmenter au fur et à mesure des générations, la partie de carrière passée avant que les cotisations aux régimes complémentaires soient obligatoires s'amenuisant au fil du temps.

À l'instar des trimestres assimilés dans les régimes de base, les points « gratuits » octroyés par les régimes complémentaires – pour chômage notamment – peuvent concourir aux écarts entre générations. À titre d'exemple, la modification des modalités d'acquisition de points gratuits à l'ARRCO dans les années 1990 a nettement diminué la proportion des points gratuits acquis en fin de carrière pour les générations nées à partir de la deuxième moitié des années 1940 (cf. Aubert et Croguennec, 2011). Cela pourrait se ressentir sur les pensions perçues, en moyenne, par les individus de ces générations.

Signalons dès à présent un point de méthode. Dans le graphique 5, comme dans toute cette étude, la durée de référence utilisée pour estimer le « taux de proratisation » implicite dans les régimes complémentaires est calculée à partir de la durée validée (non bornée, mais hors majorations de durée d'assurance) dans les régimes de base. Cette durée inclut donc les périodes antérieures à la création et la généralisation des régimes complémentaires, ainsi que les périodes d'assurance vieillesse des parents au foyer, au cours desquelles aucun droit n'est validé dans les régimes complémentaires. Implicitement, cela revient donc à faire l'hypothèse

qu'il s'agit de périodes d'affiliation aux régimes complémentaires, mais sur la base d'une assiette de cotisation nulle (ou, ce qui revient au même, d'un taux de cotisation nul).

### ***Autres facteurs de législation des retraites***

Outre les aspects de salaire ou revenu d'activité de référence et de durée validée, d'autres facteurs liés à la législation peuvent jouer sur le montant moyen des pensions.

Les barèmes de la décote et de la surcote ont ainsi évolué au cours du temps, et n'ont pas le même effet d'une génération à l'autre. Ces dispositifs sont des minorations et majorations du montant de la pension, appliqués dans certains cas où les retraités liquident leur droit à un âge distinct de la norme de « taux plein ». Le barème de la décote a ainsi été modifié suite à la réforme des retraites de 2003, dans le sens d'une moindre pénalisation. Dans les régimes du public, la décote a été instituée à partir de 2004, avec une pénalisation dont l'ampleur croît progressivement au fil du temps, pour atteindre, à terme, la même valeur que dans les régimes du privé. Une surcote a par ailleurs été créée à partir de 2004, dans les régimes du privé comme dans ceux du public. Son barème a également évolué entre 2004 et 2010, dans le sens d'une bonification de pension plus élevée pour les trimestres travaillés au-delà du taux plein.

La législation concernant ce que l'on nomme les avantages « accessoires » peut également jouer. Les principaux accessoires sont les bonifications de pension pour enfant (versés généralement aux retraités ayant au moins trois enfants). Ces éléments de la pension ont pu jouer sur les différences entre générations, notamment en ce qui concerne la pension versée par l'Arrco. Les règles appliquées étaient en effet très différentes d'une caisse Arrco à l'autre avant 1999 ; elles ont ensuite été uniformisées pour ce qui concerne la partie de carrière effectuée depuis 1999.

Ce dernier aspect ne sera pas détaillé dans la suite de cette étude, puisque l'analyse statistique portera sur le seul avantage principal de droit direct, c'est-à-dire un montant de pension hors avantages accessoires.



## 2 - L'évolution par génération des pensions versées par les principaux régimes de retraite

Les évolutions, d'une génération à l'autre, des pensions moyennes versées par les différents régimes de retraite sont la résultante de tous les effets évoqués dans la partie précédente. Nous essayons, dans cette partie, de résumer ce qui peut être connu de ces évolutions et de leurs moteurs, en mobilisant deux sources d'informations statistiques :

- des données agrégées sur les pensions moyennes par sexe et année de naissance, issues d'un traitement exhaustif des fichiers de gestion des régimes de retraite français,
- et des données individuelles sur les caractéristiques d'un échantillon de retraités.

### *Éléments de méthode*

Les premières sont fournies à la DREES par les principales caisses de retraite dans le cadre de l'enquête annuelle auprès des caisses de retraite (EACR). Les secondes sont celles de l'échantillon interrégimes de retraités (EIR), constitué tous les quatre ans par la DREES à partir – là encore – d'informations tirées des fichiers de gestion des régimes.

En recourant ici à deux sources statistiques différentes, il ne s'agit pas de « confronter » des résultats potentiellement différents. Au contraire, l'EACR et l'EIR fournissent par construction des résultats rigoureusement identiques sur les indicateurs bruts qui peuvent être tirés des deux sources, car les données de l'EIR sont calées sur celles de l'EACR<sup>6</sup>. Les résultats ne sont donc susceptibles de varier d'une source à l'autre que pour des indicateurs plus élaborés, et en particulier les montants de pension « corrigés des effets d'âge », cette correction étant effectuée de manière radicalement différente d'une source à l'autre.

Le recours à deux sources statistiques se justifie surtout par la complémentarité des utilisations que ces deux sources permettent. Les données de l'EACR sont ainsi disponibles pour toutes les générations et sont tirées de l'information exhaustive des régimes de retraités. Elles permettent donc un suivi des pensions moyennes avec un niveau de précision extrêmement fin.

Ce simple suivi ne permet toutefois pas en soi de quantifier les influences respectives des différents effets, ni même de dire quel effet est l'explication principale des diverses évolutions observées. La description des évolutions ne peut donc que rester assez « plate », faute d'entrer dans un exercice plus fin de décomposition des effets.

L'échantillon interrégimes de retraités permet de compléter l'analyse, en suivant séparément l'évolution de chacune des composantes de la pension : durée validée, décote/surcote, etc. (annexe 2). Une attention toute particulière sera notamment apportée à l'évolution du montant de « retraite pleine », qui exprime le montant monétaire de référence sur la base duquel est calculée la pension, une fois neutralisés les effets de la décote, de la surcote et de la durée

---

<sup>6</sup> Ce calage est réalisé par une procédure de calage sur marge : en pratique, on modifie les pondérations des individus échantillonnés dans l'EIR, de manière à ce que les effectifs de retraités et les montants moyens de pension estimés avec l'EIR soient identiques aux effectifs et montants fournis par l'EACR. Ce calage est réalisé pour chaque régime, sexe et année de naissance (ou groupes d'années de naissance pour les plus petits régimes de retraite).

validée (via le coefficient de proratisation). Estimées à partir de l'EIR, les évolutions d'une génération sur l'autre sont malheureusement un peu moins précises, car elles ne sont estimées que sur un échantillon de la population de retraités<sup>7</sup>.

Comparer les évolutions entre générations nécessite, quelle que soit la source de données utilisée, de neutraliser au préalable les écarts observés dans les données qui ne correspondent qu'à des effets d'âge et de date d'observation (annexe 1). Sans entrer dans le détail des méthodes appliquées, il convient de souligner dès à présent l'une des hypothèses importantes : la correction des effets de date d'observation est réalisée en déflatant les pensions moyennes par les coefficients appliqués pour la revalorisation des montants de pension, et cela régime par régime<sup>8</sup>. Il s'agit donc d'écarts entre générations pour ce qui concerne la pension à *une date donnée* (2008 pour l'EIR et 2009 pour l'EACR). Ces écarts ne sont pas rigoureusement identiques à des écarts observés à la date de liquidation<sup>9</sup>.

Pour finir, la comparaison s'arrête à la génération née en 1944, qui a 65 ans à la dernière date d'observation disponible, à savoir l'année 2009. Du fait d'un biais de sélection, il n'est en effet pas possible de tirer de conclusion suffisamment solide en ce qui concerne les évolutions pour les générations nées après 1944, qui n'ont pas encore atteint l'âge de 65 ans (encadré 1).

#### Encadré 1

##### Les évolutions entre générations pour celles qui n'ont pas encore atteint 65 ans

Suivre l'évolution des pensions moyennes des générations nées à partir de 1944 serait d'un grand intérêt pour apprécier les conséquences de la réforme des retraites de 2003. Les observations pour les générations qui ont eu 60 ans après 2004 ne sont, toutefois, pas présentées dans cette étude. Ce choix est lié au fait que ces générations n'ont pas encore atteint l'âge de 65 ans en 2009. Leurs pensions moyennes observées ne le sont donc que sur une partie de la population de ces générations, et les comparaisons d'une génération à l'autre n'est pas interprétable, du fait d'un biais de sélection non négligeable.

Le biais de sélection avant 65 ans est dû au fait que l'âge de départ à la retraite et le niveau de la pension ne sont pas indépendants, à la fois pour des raisons liées à la législation – la décote et la surcote dépendent par exemple en partie de l'âge – et aux comportements – les prolongations d'activité sont par exemple plus fréquentes pour les personnes à hauts salaires, donc à forte pension. Ce biais ne serait pas handicapant pour une comparaison de générations s'il était stable dans le temps. Malheureusement, les réformes des retraites de 1993 et de 2003 ont vraisemblablement modifié de manière substantielle le biais de sélection sur le niveau de pension selon l'âge de liquidation, ce qui interdit toute comparaison de générations tant qu'elles n'ont pas atteint l'âge de 66 ans.

Deux dispositifs expliquent en particulier la modification du biais de sélection. Premièrement, l'allongement de la durée requise pour le taux plein fait que les personnes ayant fait des études longues sont amenées à reculer leur âge de départ à la retraite, phénomène qui ne concerne que dans une moindre mesure les personnes ayant fait des études courtes, entrées très jeunes sur le marché du travail. La proportion de peu diplômés parmi les personnes déjà parties en retraites à 60 ans augmente donc au fil des générations, parallèlement à la hausse de la durée requise, d'où une diminution progressive de la pension moyenne de l'ensemble de ces retraités à ou avant 60 ans. Deuxièmement, la mise en place de la surcote à partir de 2004 et la montée en charge progressive

<sup>7</sup> En outre, l'échantillon de l'EIR ne porte, pour les retraités âgés de plus de 65 ans, que sur les personnes nées au cours d'une année paire.

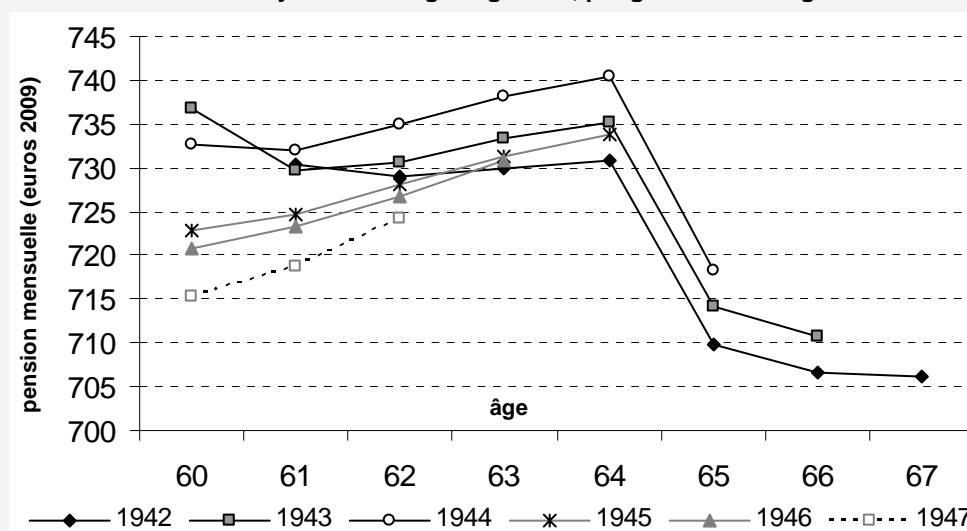
<sup>8</sup> Les estimations sont menées uniquement sur des années d'observation et régimes pour lesquels la revalorisation appliquée aux pensions est la même pour tous les retraités du régime. En particulier, les années d'observation antérieures à 2004 ont été écartées pour les régimes de la fonction publique, du fait de revalorisations pouvant varier d'une catégorie à l'autre. De même, les données de l'EACR ne sont pas mobilisées pour analyser les pensions moyennes versées par la MSA non-salariés, du fait de nombreuses revalorisations exceptionnelles appliquées par ce régime entre 1994 et 2009 à certaines catégories de retraités.

<sup>9</sup> Les écarts devraient cependant rester assez proches, qu'ils soient observés à la date de liquidation (propre à chaque individu) ou à une date plus tardive donnée (commune à tous les individus). La seule différence vient du poids des différents régimes au sein de l'ensemble « tous régimes », l'application de coefficients différents d'un régime à l'autre modifiant (à la marge) ces poids.

de ses effets induisent, au fil des années, un écart de pension croissant entre les personnes qui partent à 60 ans (sans surcote) et celles qui partent plus tard (et dont une partie bénéficie d'une surcote de pension).

Le graphique suivant illustre l'ampleur du biais de sélection, sur l'exemple des pensions moyennes versées par le régime général aux hommes nés en France. La pente de la pension moyenne en fonction de l'âge entre 60 et 64 ans et d'autant plus forte que la génération est née tardivement. Ainsi, si l'on se référait uniquement aux pensions des personnes parties à la retraite à 60 ans ou avant, la pension moyenne apparaîtrait d'autant plus faible que la génération est jeune, avec un écart de -2,9 % entre celle née en 1943 et celle née en 1947. Si l'on observe les pensions à 61 ans, la comparaison s'inverse pour certaines générations (celle née en 1944 a par exemple une pension plus élevée que celle née en 1943) et les écarts s'atténuent (par exemple, écart de -1,5 % seulement entre les générations nées en 1943 et 1947). Ils s'atténuent encore si l'on considère des âges plus tardifs. Tant que l'âge de 65 ans n'est pas atteint, il est en fait impossible de conclure sur l'ampleur « réelle » des écarts entre générations, une fois toutes les personnes parties à la retraite.

**Graphique 6**  
**Pensions mensuelles moyennes au régime général, par génération et âge d'observation**



Champ : hommes nés en France retraités de droit direct du régime général.

Sources : enquêtes annuelles auprès des caisses de retraite 2003 à 2009, DREES.

Il convient également de souligner que la modification de la pente de pension moyenne selon l'âge entre 60 et 64 ans pourrait s'accompagner d'une modification de la distribution des montants de pensions. C'est le cas, par exemple, si la surcote est plus souvent perçue par des personnes à haut montant de pension. Une telle déformation limiterait alors la pertinence de suivi des évolutions de pension *moyenne* au fil des générations.

### ***Pensions versées par les régimes de base et complémentaires des salariés du privé***

Les salariés du privé sont affiliés simultanément à un régime de base (régime général – CNAV – ou MSA salariés) et à un ou plusieurs régimes complémentaires (Arrco, Agirc, Ircantec) : ces deux niveaux doivent donc être pris en compte pour étudier les différences entre générations concernant le montant de pension moyen des anciens salariés du privé. C'est ce qui est fait dans cette sous-partie, où les niveaux de pension sont étudiés à la fois régime par régime et de manière consolidée sur l'ensemble des régimes.

L'appellation « salariés du privé » est retenue ici par simplification mais, formellement, elle est ici impropre. Elle fait référence en effet aux régimes de retraite d'affiliation, et non au statut d'emploi proprement dit. Ainsi, on inclut parmi l'ensemble de ces « salariés du privé », les salariés non-fonctionnaires du secteur public (contractuels, vacataires, etc.), affiliés à la CNAV et à l'Ircantec.

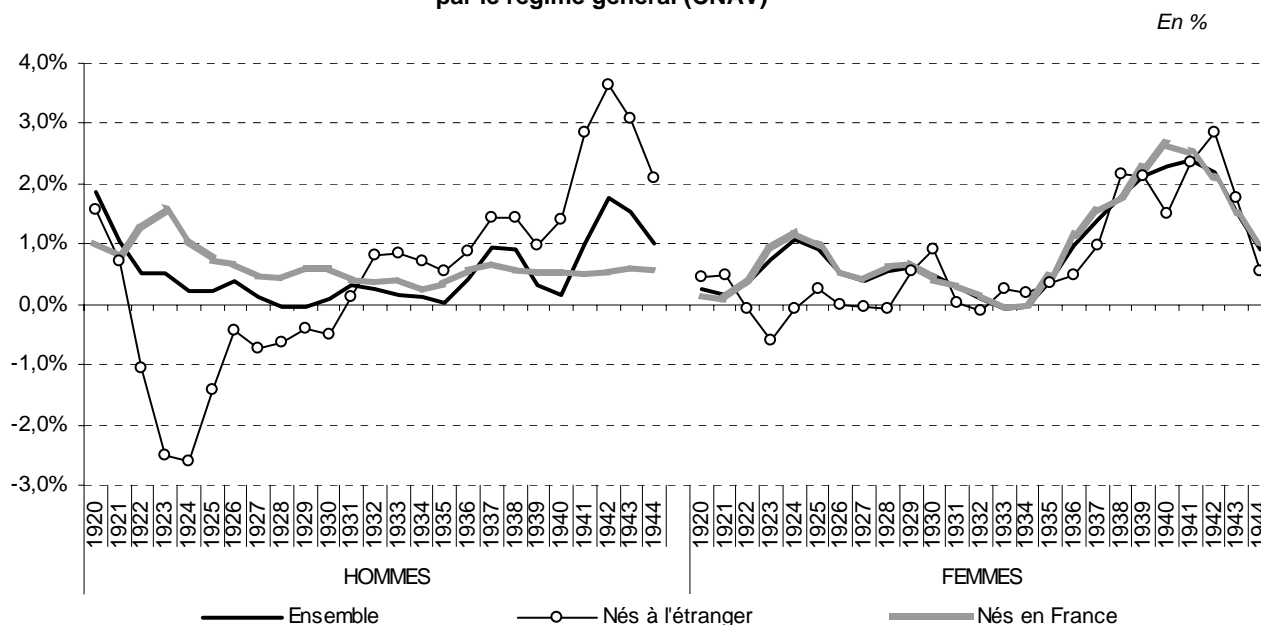
Au régime général (CNAV), l'évolution des pensions moyennes d'une génération à l'autre est, pour les hommes, assez différente selon qu'on considère les retraités nés en France ou à l'étranger (graphique 7)<sup>10</sup>. Pour ces derniers, les pensions moyennes diminuent d'une génération à l'autre jusqu'à celles nées au début des années 1930, puis augmentent fortement, notamment à partir de 1940. Les retraités nés à l'étranger ont plus souvent des carrières incomplètes, du fait de carrières qui n'ont que partiellement été réalisées sur le territoire français. Les pensions moyennes de ces retraités sont donc plus marquées par des effets de composition, dus notamment à l'historique des vagues de migration en France, qui se traduit par des différences sensibles entre générations en ce qui concerne la durée moyenne validée en France – et donc le taux de proratisation de la carrière (cf. graphique 4 *supra*). Il s'agit donc de facteurs qui ne sont pas directement liés aux régimes de retraite ou à l'évolution de la productivité. Si l'on n'observe les pensions moyennes que parmi les seuls retraités nés en France, les évolutions sont nettement moins erratiques. D'une génération à l'autre, la pension moyenne versée aux hommes par le régime général n'augmente alors que de 0,5 % en moyenne pour les personnes nées à partir du milieu des années 1920, alors qu'elle augmentait de 1 % en moyenne d'une génération à l'autre pour les personnes nées auparavant.

Parmi les femmes, la hausse de la pension moyenne est plus rapide que celle des hommes pour celles nées à partir du milieu des années 1930 (rythme de croissance de +1 à +2 %). La hausse se ralentit à partir du début des années 1940, ce qui pourrait être mis en relation avec un effet des réformes des retraites de 1993 et 2003, mais aussi avec la fin de la montée en charge des effets de dispositifs tels que l'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF).

---

<sup>10</sup> Les pensions par génération ne sont, dans ce qui suit, présentées qu'en taux d'évolution d'une génération à l'autre. En complément l'annexe 3 présente, pour les mêmes données, une estimation des niveaux de pensions, corrigés des effets d'âge et de date d'observation.

**Graphique 7 - Évolution par rapport à la génération précédente des pensions moyennes versées par le régime général (CNAV)**



Note : pour faciliter la lisibilité du graphique, les évolutions représentées sont issues d'un lissage par moyenne sur 3 générations successives : l'évolution présentée pour la génération 1940 est par exemple la moyenne de celle observée pour cette génération (pondération 1) et de celles observées pour les générations 1939 et 1941 (pondération ½ chacune).

Lecture : la pension moyenne versée par le régime général aux hommes nés en France en 1944 est de 0,6 % plus élevée que celle versée aux hommes nés en France en 1943 (hors effets d'âge et de date d'observation).

Champ : avantage principal de droit direct de retraités de la CNAV, quel que soit leur lieu de naissance.

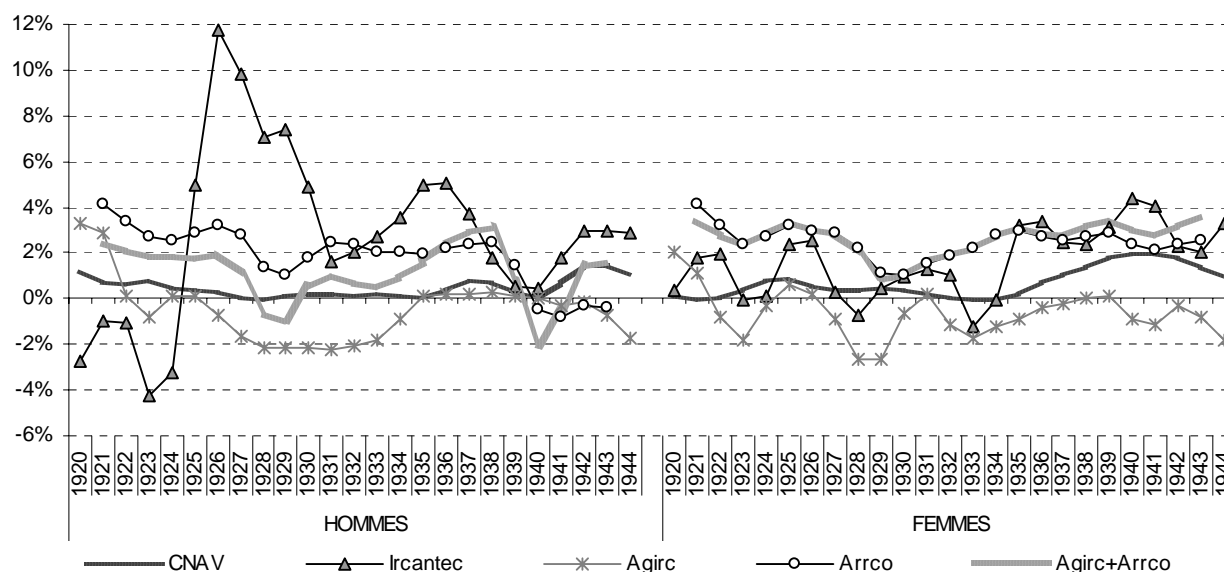
Sources : enquêtes annuelles auprès des caisses de retraite 2003 à 2009, DREES.

En ce qui concerne les régimes complémentaires de salariés (Agirc, Arrco et Ircantec), les données issues de statistiques exhaustives pour toutes les générations ne sont disponibles qu'en ce qui concerne la pension globale (y compris avantages accessoires et pensions de réversion) et ne sont pas ventilées par pays de naissance. Ne pouvant être contrôlés, ces facteurs augmentent la variabilité des évolutions observées, du fait des effets de composition associés.

Pour les générations nées avant 1939, les pensions moyennes à l'Arrco augmentent d'un peu plus de 2 % en moyenne par génération, pour les hommes comme pour les femmes (Graphique 8). Cette augmentation est même de 3 à 4 % par génération pour celles nées avant le milieu des années 1920. À partir de la génération née en 1940, les pensions moyennes versées par l'Arrco aux femmes continuent d'augmenter d'environ +2 % par génération, tandis que celles des hommes se stabilisent, voire diminuent faiblement. À l'Agirc, les pensions moyennes diminuent de génération en génération, pour les hommes comme pour les femmes, sauf pour les retraités nés dans la deuxième moitié des années 1930 et le début des années 1940 parmi lesquels la pension moyenne est stable.

**Graphique 8 - Évolution par rapport à la génération précédente des pensions moyennes versées par les régimes complémentaires de salariés**

En %



Note : pour faciliter la lisibilité du graphique, les évolutions représentées sont issues d'un lissage par moyenne sur 3 générations successives (cf. note du graphique 7). Pour l'ARRCO, les évolutions ne sont pas disponibles pour les générations 1920 et 1944, du fait de valeurs aberrantes dans les données observées. La pension moyenne pour l'ensemble « Agirc+Arrco » est calculée en rapportant, pour chaque sexe et génération, le total des versements de ces deux régimes à l'effectif de retraités de l'Arrco. Champ : pension totale des retraités (y compris accessoires et réversion) des retraités, quel que soit leur lieu de naissance. Sources : enquêtes annuelles auprès des caisses de retraite, DREES.

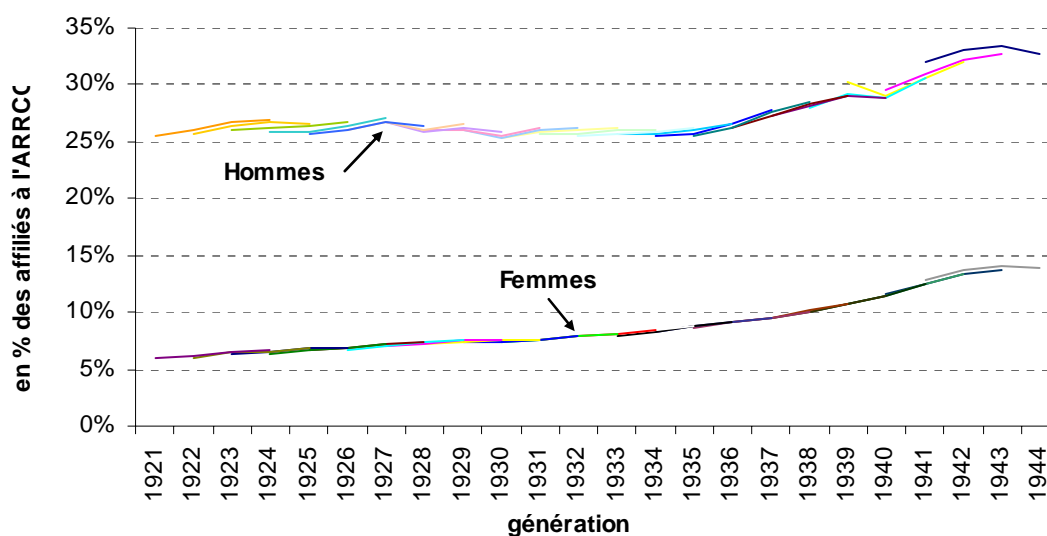
Les évolutions contradictoires des pensions moyennes à l'Agirc et à l'Arrco pourraient s'expliquer par la dynamique du plafond de Sécurité sociale. Celui-ci croît en moyenne un peu plus vite que les salaires moyens dans l'économie (graphique 2 *supra*), ce qui a pour effet d'agrandir l'assiette potentielle de l'Arrco et de diminuer celle de l'Agirc au fil du temps. Si l'on raisonne sur l'ensemble Agirc et Arrco (rapporté aux effectifs de retraités de l'Arrco), la pension moyenne augmente au fil des générations<sup>11</sup> jusqu'à celle née en 1940.

À partir de cette génération, la pension moyenne pour l'ensemble composé de l'Agirc et de l'Arrco augmente plus vite que les pensions moyennes dans chacun de ces deux régimes pris séparément, et cela pour les hommes comme pour les femmes. En particulier, elle augmente pour les hommes nés entre 1941 et 1943, alors que le montant moyen de pension diminue dans chacun des deux régimes. Ce résultat traduit un phénomène de composition, lié à la hausse des qualifications et l'augmentation de la proportion de cadres. La part des cadres (mesurée comme le rapport des effectifs affiliés à l'Agirc sur celui des affiliés à l'Arrco) est en effet stable parmi les hommes nés jusqu'en 1935, à une valeur légèrement supérieure à 25 %, mais elle augmente ensuite régulièrement de génération en génération, pour atteindre 33 % parmi les hommes nés en 1943 (graphique 9). Parmi les femmes, la proportion de cadres croît régulièrement – avec, comme pour les hommes, une accélération à partir du milieu des années 1930 – de 6 % parmi celles nées en 1920 à 14 % parmi les nées en 1943.

<sup>11</sup> Hormis une légère diminution pour les hommes nés en 1928 et 1929.

Graphique 9 - Proportion de retraités de l'Agirc parmi les retraités de l'Arrco

En %



Lecture : le rapport entre les effectifs de retraités de droit direct (hommes) de l'Agirc nés en 1944 est celui des retraités de l'Arrco est de 33 %. Pour une génération donnée, les différents points correspondent aux différentes années d'observations.  
Sources : enquêtes annuelles auprès des caisses de retraite 2006 à 2009, DREES.

À l'Ircantec, la pension moyenne évolue de manière assez erratique d'une année sur l'autre. Ces évolutions portent néanmoins sur des très faibles montants (de l'ordre de 100 euros en moyenne), et sont donc peu significatives.

L'augmentation des pensions moyennes au fil des générations est plus forte dans les régimes complémentaires – cas de l'Agirc mis à part – que dans le régime de base (régime général). Ceci pourrait être lié au fait que les premiers ont été créés et sont devenus légalement obligatoires plus tardivement. La généralisation de la retraite complémentaire à l'ensemble des salariés n'a ainsi eu lieu qu'en 1972. Il est donc naturel que la phase de montée en charge des impacts s'achève plus tardivement pour les régimes complémentaires que pour les régimes de base (obligatoire depuis 1945), ce qui expliquerait, en partie au moins, la différence de dynamique observée entre les générations nées de 1920 à 1940.

En outre, parmi les générations nées à partir de la deuxième moitié des années 1930, la croissance plus dynamique des pensions moyennes dans les régimes complémentaires pourrait également avoir été portée par la hausse des taux de cotisation, augmentant le nombre moyen de points acquis en fin de carrière. L'accord Arrco du 10 février 1993 a ainsi prévu la hausse de 4 à 6 % (entre 1996 et 1999) du taux de cotisation obligatoire, et l'accord Agirc du 9 février 1994 a, parallèlement, prévu une hausse de 10 à 14 % du taux contractuel minimum de cotisation entre 1994 et 1997.

Au total, l'augmentation progressive entre générations des pensions moyennes versées pour les périodes d'affiliation aux régimes de salariés du privé est donc principalement portée par les régimes complémentaires. Entre les retraités hommes nés en 1924 et ceux nés en 1942, la pension moyenne augmente ainsi de 7 % à la CNAV, de 42 % dans les régimes complémentaires (Agirc, Arrco et Ircantec confondus) et de 22 % sur l'ensemble des régimes de base et complémentaires auxquels les salariés du privé sont affiliés (graphique 10). Pour les retraitées, ces proportions sont respectivement de 19 %, 70 % et 30 %.

Pour les hommes comme pour les femmes, l'augmentation des pensions moyennes est en partie portée par une hausse au fil des générations des durées moyennes d'affiliation aux

régimes de salariés du privé. Nous avons vu, dans la première partie de cette étude, que cette hausse est à mettre en lien avec le déclin progressif du non-salariat, renforcé en ce qui concerne les femmes par la hausse régulière de leur participation au marché du travail.

Il est possible, techniquement, d'isoler la contribution de la hausse des durées validées dans l'augmentation du montant moyen de pension. On décompose pour cela ce montant en divers éléments de calcul (annexe 2). Il est intéressant en particulier d'étudier le montant de « retraite pleine », qui correspond à la valorisation monétaire de la pension une fois neutralisés les effets de la décote et de la surcote éventuelles et ceux de la proportionnalité du montant de pension à la durée validée (proportionnalité prise en compte, dans la formule de calcul du montant de pension, par le taux de proratisation). S'intéresser au montant de retraite pleine permet donc d'apprécier les évolutions entre générations hors effet de l'augmentation des durées validées moyennes<sup>12</sup>.

Pour les hommes, la hausse du montant entre les générations nées en 1924 et en 1942 (+15 % pour la pension totale base + complémentaire) est alors presque exclusivement portée par les régimes complémentaires (+30 %). Le montant de retraite pleine à la CNAV est en revanche quasiment constant parmi les retraités hommes nés entre le début des années 1920 et celui des années 1940. En d'autres termes, cela signifie que la hausse des pensions moyennes entre générations au régime général n'est due, presque intégralement, qu'à l'augmentation des durées validées.

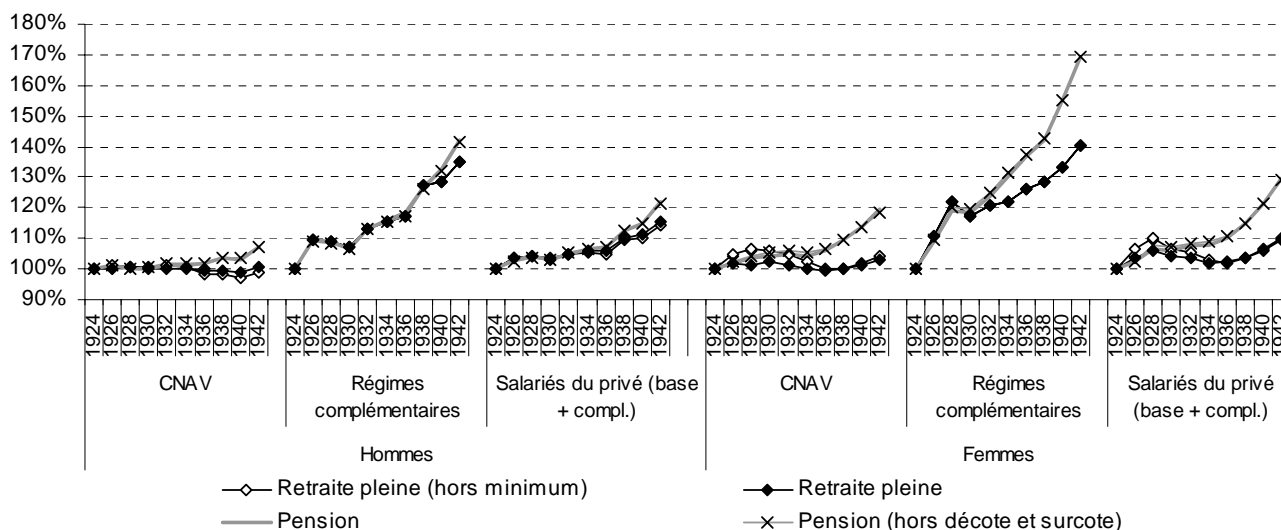
---

<sup>12</sup> La durée dans les régimes complémentaires est estimée à partir de la durée validée dans les régimes de base (hors majorations de durée). Les périodes antérieures à la création des régimes, de même que les périodes d'AVPF, sont donc implicitement considérées comme des périodes d'affiliation aux régimes complémentaires, sur la base d'une assiette de cotisation nulle (ou, ce qui revient au même, avec un taux de cotisation nul). En conséquence, l'incidence de ces périodes s'apprécie sur le terme de retraite pleine, et non sur le taux de proratisation dans les régimes complémentaires.



**Graphique 10 - Évolution entre générations des éléments de la pension  
Régimes de base et complémentaires des anciens salariés du privé**

Indice base 100 % = génération née en 1924



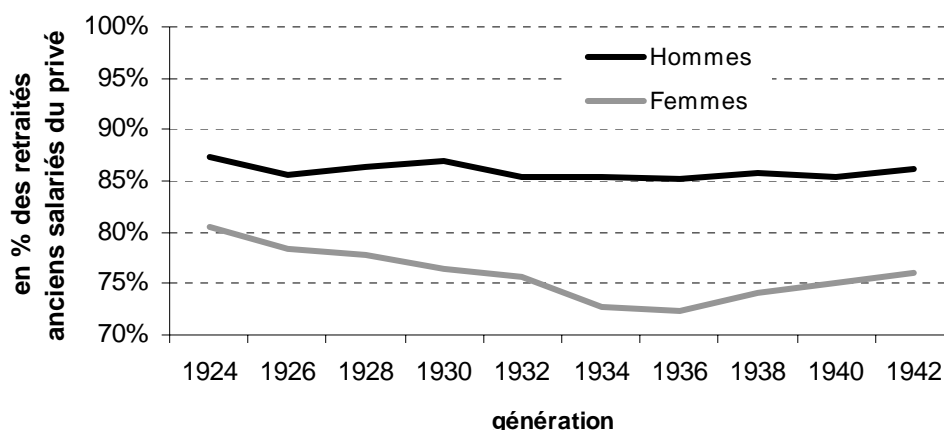
Lecture : la pension moyenne versée par la CNAV des hommes nés en 1942 est égale à 107,1 % de la pension moyenne des hommes retraités nés en 1924 ; leur montant de retraite pleine est égal à 100,6 % de celui des retraités nés en 1924.

Champ : retraités de droit direct anciens salariés du privé (pondérés pour être représentatifs des retraités de la génération en vie à l'âge de 66 ans). Régimes de base : CNAV et MSA salariés ; régimes complémentaires : Arcco, Agirc et Ircantec. Un retraité est considéré comme ancien salarié du privé s'il perçoit une pension en rente d'au moins l'un de ces régimes (cela inclut donc les agents contractuels de la fonction publique).

Sources : DREES, EIR 2008 ; calculs auteur pour les pondérations corrigées.

Un diagnostic similaire s'établit pour les femmes, même s'il existe une hausse minime du montant de retraite pleine à la CNAV entre les générations 1924 et 1942 : +3 %. Parmi ces retraitées, la « retraite pleine » diminue entre les générations 1928 et 1936 lorsque son montant est calculé sur le champ consolidé de l'ensemble des régimes de base et complémentaires d'affiliation des salariés du privé, alors même qu'il augmente ou reste quasiment stable lorsqu'on le calcule séparément sur le champ des régimes complémentaires ou à la CNAV. Cette diminution proviendrait en réalité d'un effet de composition, lié à l'augmentation de la proportion de femmes affiliées aux régimes de salariés du privé, mais qui ne recevraient des pensions que des seuls régimes de base (graphique 11). Elle pourrait s'expliquer par la montée en charges des affiliations à la CNAV au seul titre de l'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF), qui n'implique pas d'affiliation aux régimes complémentaires.

**Graphique 11 - Proportions de retraités anciens salariés du privé recevant une pension d'au moins un régime complémentaire**



Lecture : 80,6 % des femmes recevant une pension d'un régime de base de salariés du privé (CNAV ou MSA salariés) en reçoivent également une d'au moins un régime complémentaire (Agirc, Arrco ou Ircantec). Les « salariés du privé » incluent ici les agents non titulaires de la fonction publique, affiliés à la CNAV et à l'Ircantec.

Champ : retraités de droit direct anciens salariés du privé (pondérés pour être représentatifs des retraités de la génération en vie à l'âge de 66 ans).

Sources : DREES, EIR 2008 ; calculs auteur pour les pondérations corrigées.

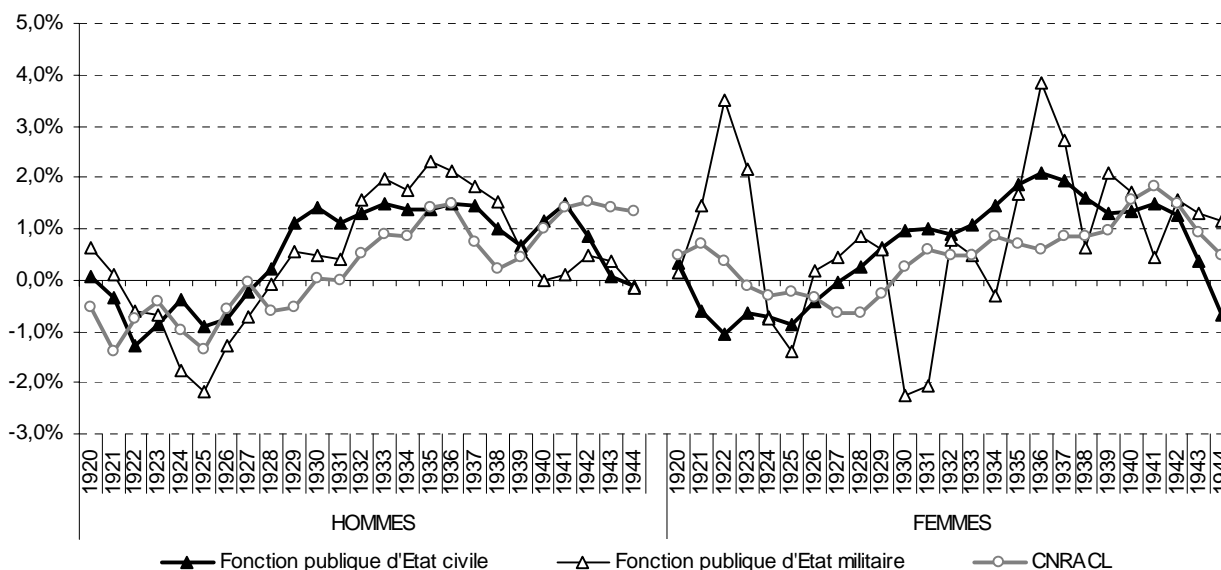
### ***Régimes des salariés du public***

Dans les régimes de la fonction publique<sup>13</sup>, les pensions moyennes diminuent de génération en génération pour celles nées dans les années 1920, puis augmentent à un rythme de 1 à 2 % par génération pour celles nées jusqu'au début des années 1940. Parmi les générations les plus jeunes, la pension moyenne se stabilise, voire diminue, dans la fonction publique d'État, alors qu'elle continue de croître dans les deux autres fonctions publiques (régime de la CNRACL).

<sup>13</sup> Service des retraites de l'État pour la fonction publique d'État civile et militaire, et CNRACL pour les fonctions publiques territoriales et hospitalières.

**Graphique 12 - Évolution d'une génération à l'autre des pensions moyennes versées par les régimes de la Fonction publique**

En %



Note : pour faciliter la lisibilité du graphique, les évolutions représentées sont issues d'un lissage par moyenne sur 3 générations successives (cf. note du Graphique 7).

Champ : avantage principal de droit direct des retraités, quel que soit leur lieu de naissance.

Sources : enquêtes annuelles auprès des caisses de retraite, DREES.

La diminution des montants moyens de pension parmi les générations les plus anciennes était attendue, compte tenu de la baisse des durées validées en moyenne dans les régimes du public (cf. graphique 5 *supra*). Si l'on contrôle cet effet de durée, jouant sur le montant de pension via le coefficient de proratisation, le montant de retraite pleine<sup>14</sup> s'avère stable au sein des générations nées dans les années 1920 et le début des années 1930, puis croissant de génération en génération à partir de celles nées au milieu des années 1930 (graphique 13).

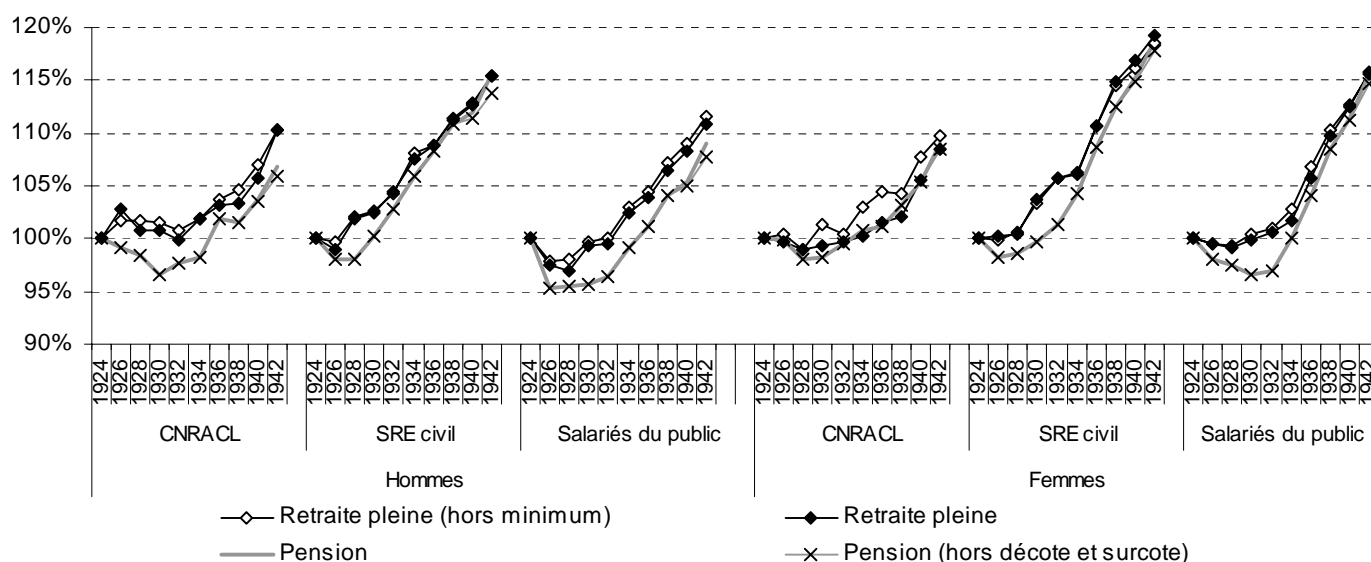
Jusqu'à 2003, les pensions versées par les régimes du public étaient revalorisées comme les salaires (hors primes) des fonctionnaires encore en emploi. Les explications des différences entre générations ne sont donc pas à chercher dans des différences de dynamiques entre revalorisation des salaires (dont dépendra, au moment de la liquidation, le salaire de référence pour le montant de la pension) et revalorisation des pensions de retraite. La hausse de la pension moyenne entre les générations nées dans la seconde moitié des années 1930 et le début des années 1940 proviendrait donc plutôt d'un effet de structure, avec une hausse de la qualification moyenne des personnes recrutées par la fonction publique de génération en génération.

<sup>14</sup> Dans les régimes de la fonction publique, le niveau moyen de la retraite pleine s'avère plus élevé que celui de la retraite pleine *hors minimum garanti* (cf. graphique 33 à graphique 25 dans l'annexe 4). Ce résultat s'explique aisément si l'on se réfère aux conventions retenues pour le calcul du terme de retraite pleine (annexe 2). Le taux de proratisation appliqué au minimum garanti n'est en effet pas le même que celui appliqué pour le calcul de la pension hors minimum : jusqu'en 2004, le minimum était par exemple servi plein pour 25 années de carrière, et non 37,5. La majoration de pension liée au minimum garanti ne correspond donc pas forcément à une majoration du montant de retraite pleine : son mécanisme est plutôt celui d'une majoration du taux de proratisation, doublé d'une variation du montant de retraite pleine qui peut être soit une hausse, soit une baisse de ce montant. Cela explique que, pour certaines pensions portées au minimum garanti, le traitement indiciaire des 6 derniers mois (qui détermine le montant de retraite pleine hors minimum) s'avère supérieur au montant du minimum garanti servi plein, si la majoration du taux de proratisation appliquée procure un gain supérieur à la diminution du montant monétaire de référence auquel il s'applique.

Notons que les différences de dynamique de revalorisation pourraient cependant jouer, en partie, pour expliquer les évolutions de pension moyenne observées parmi les générations les plus « jeunes » dans le graphique 12, notamment la forte baisse à partir de la génération née en 1942 dans la fonction publique d'État civile. Certains fonctionnaires de ces générations ont en effet pu partir à la retraite après 2004, date à partir de laquelle les pensions des régimes du public sont revalorisées comme les prix à la consommation, et non plus comme le point d'indice à la fonction publique. Or ce dernier augmente, depuis le début des années 2000, moins rapidement que les prix : si l'indice moyen au moment du départ à la retraite reste stable d'une génération sur l'autre, cette différence de mode de revalorisation a pour effet une diminution de la pension moyenne. En effet, le salaire qui servira comme référence pour le calcul du montant de pension des fonctionnaires n'ayant pas encore liquidé augmente moins rapidement que la pension des fonctionnaires ayant le même indice mais étant déjà partis à la retraite.

**Graphique 13 - Évolution entre générations des éléments de la pension  
Fonction publique d'État civile, CRNACL et tous salariés du public**

Indice base 100 = génération née en 1924



Lecture : la pension moyenne versée par la CNRACL aux hommes nés en 1942 est égale à 106,9 % de la pension moyenne des hommes retraités nés en 1924 ; leur montant de retraite pleine est égal à 110,3 % de celui des retraités nés en 1924.

Champ : retraités de droit direct des régimes du public (pondérés pour être représentatifs des retraités de la génération en vie à l'âge de 66 ans). Note : l'ensemble « salariés du public » inclut, outre le SRE civil et la CNRACL, le SRE pour les retraités de la fonction publique d'État militaire et le FSPOEIE (ouvriers de l'État).

Sources : DREES, EIR 2008 ; calculs auteur pour les pondérations corrigées.

### ***Les pensions des non-salariés : commerçants, artisans et non-salariés agricoles***

La baisse tendancielle de l'emploi non-salarié s'est traduite par une diminution des durées moyennes validées dans les régimes de retraite correspondant. Cette baisse est bien sûr marquée en ce qui concerne le secteur agricole, mais elle est également sensible pour les activités de non-salariés non-agricoles, artisans et commerçants, affiliés au RSI (cf. graphique 5 *supra*). Or une variation de la durée validée moyenne se traduit mécaniquement sur le montant de pension. Sans surprise, les pensions moyennes sont donc plutôt en baisse au fil des générations dans les régimes de base du RSI (graphique 14). Cette baisse concerne en réalité surtout les anciens commerçants, hommes comme femmes, pour lesquels seules les

génération née après 1940 perçoit une pension moyenne plus élevée que la génération précédente. Au RSI artisans, en revanche, la diminution de la pension moyenne ne concerne que les générations les plus anciennes. La pension moyenne recommence à augmenter au fil des générations pour les hommes nés à partir de la fin des années 1920 et pour les femmes nées à partir du milieu des années 1930.

Les évolutions sont différentes dans les régimes complémentaires, créés plus tardivement (RSI, 2009). Le régime complémentaire des artisans n'a ainsi été créé qu'en 1979. Les anciens artisans nés jusqu'à la fin des années 1930 n'ont pu être affiliés au régime complémentaire que relativement tardivement en cours de carrière<sup>15</sup>. Les évolutions entre générations traduisent donc la montée en charge du régime (les générations plus récentes pouvant commencer à acquérir des droits à un âge plus jeune) et sont de ce fait mécaniquement positives.

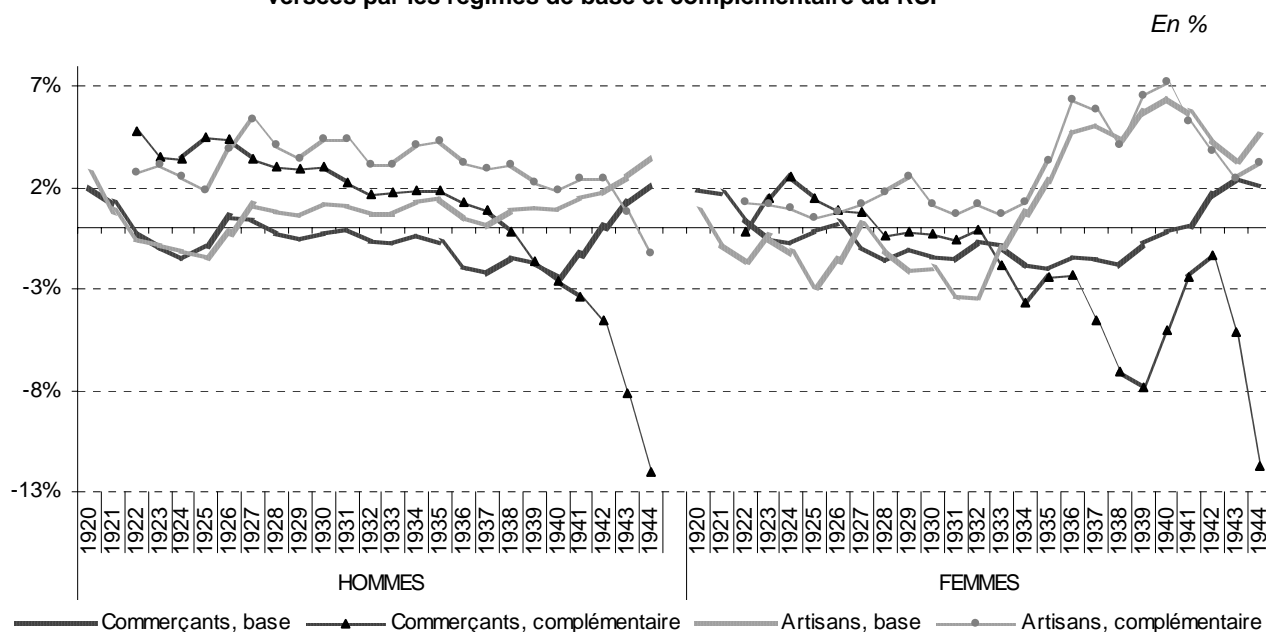
Pour les commerçants, le régime complémentaire n'a été créé qu'en 2004, mais il reprend l'ensemble des droits de l'ancien régime complémentaire dit « des conjoints », mis en place en 1978. La situation pourrait dès lors paraître similaire avec celle des artisans, mais les droits acquis sont en fait de nature très différente entre l'ancien et le nouveau régime. Les droits dans le régime des conjoints étaient calculés en fonction de la pension versée par le régime de base, et le complément de retraite n'était versé qu'aux assurés mariés, remplissant certaines conditions de durée d'assurance, de mariage et de ressources. Dans le nouveau régime complémentaire, les droits dépendent directement des cotisations, et donc de l'assiette des revenus, et ne sont pas réservés aux seuls artisans mariés. La forte baisse observée pour le montant moyen de la pension versée par le régime complémentaire des commerçants à partir des générations nées au milieu des années 1930 pourrait traduire pour partie la montée en charge des droits associés au nouveau régime par rapport à ceux associés au régime des conjoints, les premiers étant en moyenne plus faibles que les seconds.

Cet effet est bien sûr également renforcé par l'effet mécanique de la diminution des durées moyennes validées en tant que commerçant. La baisse du niveau moyen des pensions versées par le régime complémentaire à partir des générations nées au milieu des années 1930 est ainsi à mettre en relation avec celle observée dans le régime de base pour les commerçants – qui est également de plus forte ampleur parmi les générations nées entre 1935 et 1940.

---

<sup>15</sup> Au régime complémentaire des artisans, des points gratuits dits « de reconstitution de carrière » ont néanmoins pu être attribués, sous certaines conditions, au titre de périodes effectuées avant 1979.

**Graphique 14 - Évolution d'une génération à l'autre des pensions moyennes versées par les régimes de base et complémentaire du RSI**



Note : pour faciliter la lisibilité du graphique, les évolutions représentées sont issues d'un lissage par moyenne sur 3 générations successives (cf. note du graphique 7).

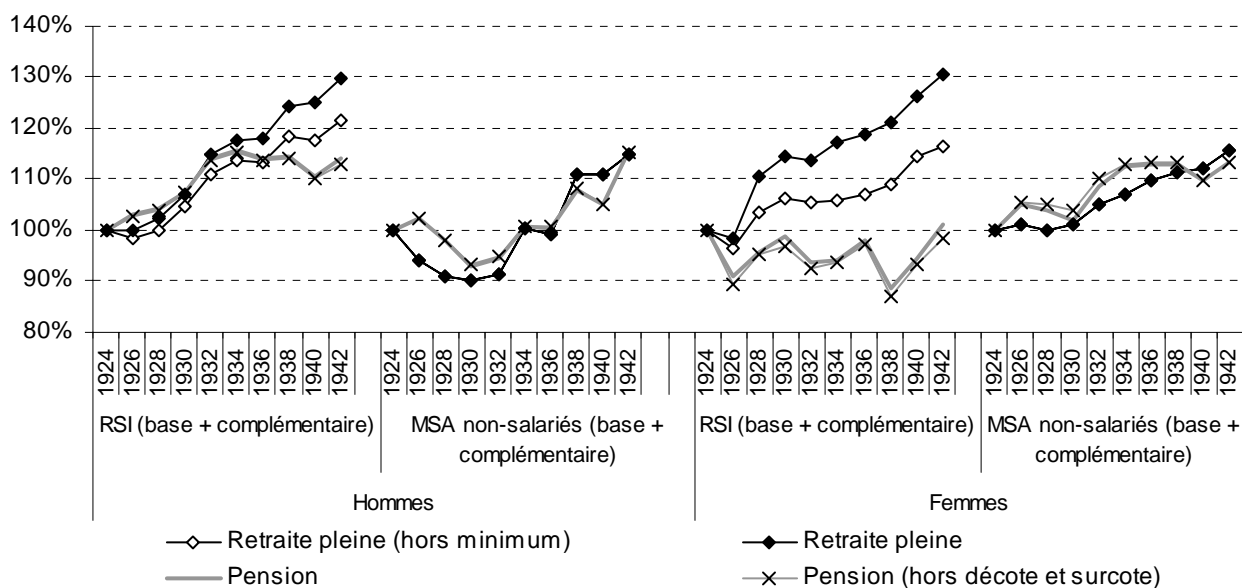
Champ : avantage principal de droit direct des retraités, quel que soit leur lieu de naissance.

Sources : enquêtes annuelles auprès des caisses de retraite, DREES.

Une fois neutralisé l'effet des durées validées moyennes, le montant de retraite pleine des anciens indépendants non-agricoles (base + complémentaire, artisans et commerçants réunis) augmente nettement entre les retraités nés en 1924 et ceux nés en 1942 : +30 %, soit environ +1,5 % par génération (graphique 15). Cette dynamique est portée en partie par la montée en charge des régimes complémentaires.

Mais un autre facteur est lié au fait que les régimes de base du RSI sont, en 1973, devenus des régimes alignés, et appliquent donc le minimum contributif pour la partie de carrière effectuée après 1973 (cette partie de carrière étant, par construction, d'autant plus longue que la génération est née tardivement). Le montant moyen de la retraite pleine y compris minimum contributif augmente ainsi plus fortement que le montant hors minimum contributif, de 8 points de pourcentage entre les générations 1924 et 1942 pour les hommes et de 14 points pour les femmes. Exprimé comme une contribution à la croissance de la pension moyenne par génération, la montée en charge progressive de l'effet du minimum contributif induit un gain de pension moyenne de +0,4 point de pourcentage en moyenne par génération pour les hommes et de +0,7 point par génération pour les femmes.

**Graphique 15 - Évolution entre générations des éléments de la pension des anciens non-salariés**



Lecture : la pension moyenne versée par les régimes de base et complémentaires du RSI aux anciens indépendants (commerçants et artisans réunis) hommes nés en 1942 est égale à 114 % de la pension moyenne des hommes retraités nés en 1924 ; leur montant de retraite pleine est égal à 129,7 % de celui des retraités nés en 1924.

Champ : retraités de droits directs anciens indépendants (pondérés pour être représentatifs des retraités de la génération en vie à l'âge de 66 ans).

Sources : DREES, EIR 2008 ; calculs auteur pour les pondérations corrigées.

En ce qui concerne les non-salariés agricoles, affiliés à la MSA, l'analyse des niveaux de pension par génération est difficilement conclusive. Analyser les évolutions à partir des données de l'EACR n'est pas possible en ce qui concerne ces retraités. En effet, comparer les niveaux de pension entre diverses générations n'est possible que si l'on peut correctement contrôler, pour les neutraliser, les effets liés à l'âge et à l'année d'observation (annexe 1). Or cela n'est pas aisé pour les pensions versées par la MSA non-salariés, car les pensions liquidées n'ont pas évolué seulement selon un indice de revalorisation légale commun à tous les retraités. À l'inverse, de nombreuses revalorisations spécifiques, conditionnelles à certaines caractéristiques de la carrière, ont été appliquées entre 1994 et 2007.

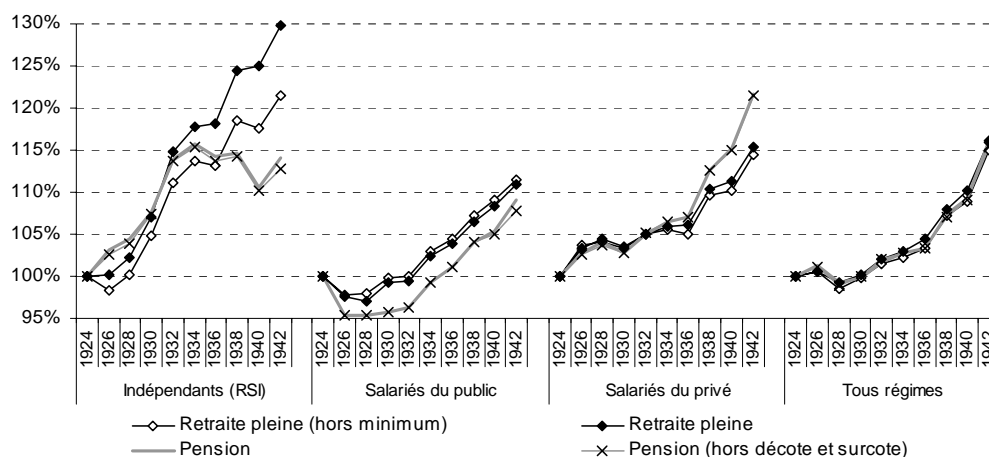
D'après les données de l'EIR, le montant de retraite pleine (base et complémentaire) des anciens non-salariés agricoles serait en légère diminution pour les hommes nés jusqu'au début des années 1930 (stabilité pour les femmes), puis en augmentation parmi les générations plus récentes. Ce constat ne vaut cependant que pour les pensions versées fin 2008. Il a pu être modifié par l'application, à compter du 1<sup>er</sup> janvier 2009, de la nouvelle majoration des retraites des non-salariés agricoles, venant en substitution des diverses revalorisations exceptionnelles appliquées depuis 1994 (ministère de l'Agriculture, 2009).

## Les pensions tous régimes confondus : évolutions et effets de composition

Le graphique 16 résume les évolutions de montant de pension moyenne et de retraite pleine dans les principaux régimes, ainsi que pour l'ensemble « tous régimes ». Pour les hommes, les deux montants évoluent de manière similaire (tous régimes confondus), du fait de la quasi-stabilité de la durée validée totale au fil des générations (cf. graphique 4 *supra*). Pour les femmes, la pension moyenne évolue en revanche plus rapidement que le montant de retraite pleine, portée en partie par la hausse de l'activité féminine et le développement des dispositifs de validation de trimestres au titre de la maternité et de l'éducation des enfants, qui se traduisent par des taux de proratisation moyens de plus en plus élevés au fil des générations.

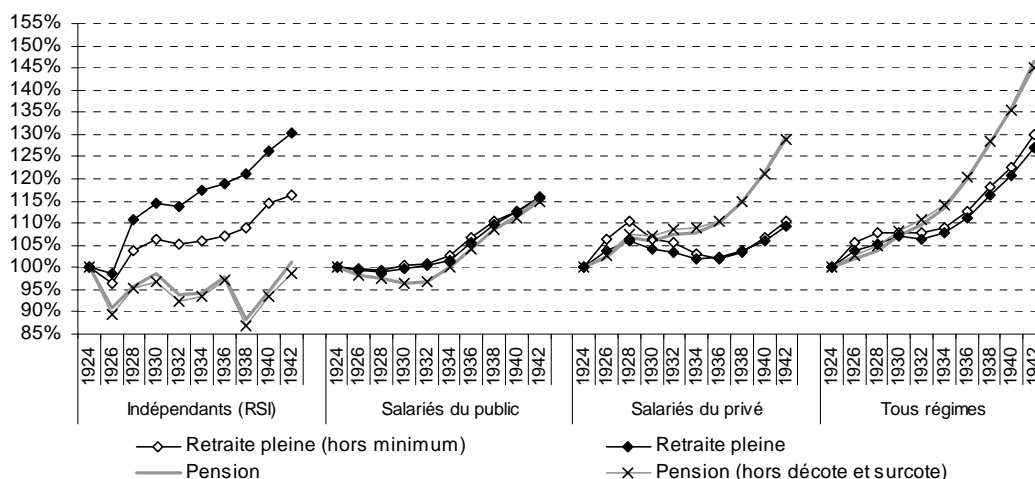
Tous régimes confondus, le montant de retraite pleine, qui indique la valorisation de la pension hors effets de la décote, de la surcote et de la durée de carrière, augmente légèrement au fil des générations jusqu'à celles nées au milieu des années 1930, puis plus rapidement jusqu'à celles nées au début des années 1940. Ainsi, entre la génération née en 1924 et celle née en 1934, la hausse est de +2,9 % pour les hommes (soit +0,3 % par génération en moyenne) et de +7,7 % pour les femmes (rythme moyen de +0,7 % par génération). Entre les générations 1934 et 1942, elle est de +12,7 % pour les hommes (+1,5 % par génération) et de +17,9 % pour les femmes (soit en moyenne +2,1 % par génération).

Graphique 16 - Évolution entre générations des éléments de la pension dans les principaux régimes  
**Hommes**





## Femmes



Lecture :

Champ : retraités de droit direct (pondérés pour être représentatifs des retraités de la génération en vie à l'âge de 66 ans).

Sources : DREES, EIR 2008 ; calculs auteur pour les pondérations corrigées.

Nous ne revenons pas sur les déterminants des évolutions dans chacun des principaux régimes d'affiliation, qui ont déjà été détaillés dans les sous-parties précédentes. Ces déterminants jouent bien sûr également pour la pension et la retraite pleine « tous régimes ». En particulier, parmi les hommes, l'évolution tous régimes observée est très proche de celle des seuls salariés du privé (ce champ constituant la majeure partie de l'ensemble « tous régimes »). L'accélération du montant de retraite pleine à partir des générations nées au milieu des années 1930 est donc vraisemblablement portée par le même moteur, à savoir une forte croissance de la pension moyenne dans les régimes complémentaires de salariés, liée à la montée en charge progressive des effets de la généralisation de ces régimes à compter de 1971 et de la hausse des taux de cotisation au cours des années 1990.

Les évolutions propres à chaque régime ne constituent pas, néanmoins, les seuls facteurs d'explication. Cela est manifeste en ce qui concerne les femmes, pour lesquelles le montant de retraite pleine moyen augmente nettement plus sur le champ tous régimes (+27 % entre la génération née en 1924 et celle née en 1942) que sur les champs des seuls salariés du privé (+9 %) ou des seuls salariés du public (+16 %) (tableau 3).

Ces écarts illustrent l'importance des effets de composition, liées aux évolutions de l'affiliation aux divers régimes au fil des générations. Ainsi, l'un des moteurs de la hausse du montant de retraite pleine moyen tous régimes est la forte diminution de la proportion de retraités non-salariés agricoles (de 21 % de l'ensemble des retraités nés en 1924 à 6-7 % des nés en 1942), dont la retraite pleine est nettement plus faible que celle des autres régimes.

Pour les femmes, un autre effet de composition joue, lié au poids des retraitées anciennes fonctionnaires. Ce poids augmente fortement entre les générations nées en 1924 et 1942 (+9 points, passant de 10 à 19 %). L'augmentation est moins marquée parmi les hommes (+2 points).

Les effets de composition peuvent passer par l'évolution des proportions des retraités des divers régimes au sein de l'ensemble des retraités, mais aussi par celle des taux de proratisation moyen au sein de ces régimes. Ainsi, les retraités des régimes du RSI (artisans et commerçants) ne sont pas moins nombreux parmi entre les générations nées en 1924 et 1942 (proportion en très légère augmentation parmi l'ensemble des retraités de droit direct), mais le

« poids » de ces régimes dans l'ensemble tous régimes est néanmoins en baisse, car leurs retraités y ont en moyenne validé une partie plus courte de leur carrière totale (taux de proratisation moyen des retraités en forte baisse).

**Tableau 3 - Une illustration des effets de composition :  
Les diverses composantes de l'écart du montant de retraite pleine  
entre les générations nées en 1924 et 1942**

	Montant mensuel moyen de retraite pleine des retraités du régime (en euros 2008)			Taux de proratisation moyen des retraités du régime			Proportion de retraités du régime, parmi l'ensemble des retraités			
	génération :		variation	génération :		variation	génération :		variation	
	1924	1942		1924	1942		1924	1942		
Hommes	Non-salariés agricoles	571	656	+15 %	61 %	59 %	-3 %	21 %	6 %	-71 %
	Artisans et commerçants	682	885	+30 %	50 %	39 %	-22 %	13 %	14 %	+9 %
	Salariés du privé	1 198	1 381	+15 %	73 %	74 %	+0 %	86 %	90 %	+5 %
	Salariés du public	1 803	1 999	+11 %	94 %	91 %	-3 %	12 %	14 %	+15 %
	<b>Tous régimes</b>	<b>1 354</b>	<b>1 571</b>	<b>+16 %</b>	<b>98 %</b>	<b>93 %</b>	<b>-5 %</b>	<b>100 %</b>	<b>100 %</b>	
Femmes	Non-salariés agricoles	386	447	+16 %	65 %	62 %	-4 %	21 %	7 %	-69 %
	Artisans et commerçants	545	711	+30 %	38 %	27 %	-29 %	7 %	7 %	+1 %
	Salariés du privé	832	911	+9 %	58 %	67 %	+15 %	81 %	88 %	+8 %
	Salariés du public	1 493	1 728	+16 %	83 %	85 %	+2 %	10 %	19 %	+94 %
	<b>Tous régimes</b>	<b>857</b>	<b>1 088</b>	<b>+27 %</b>	<b>73 %</b>	<b>82 %</b>	<b>+13 %</b>	<b>100 %</b>	<b>100 %</b>	

Lecture : 21 % des retraités hommes nés en 1924 sont retraités de la MSA non-salariés ; leur taux de proratisation moyen est de 61 % et leur montant moyen de retraite pleine est de 571 euros de 2008. La somme des proportions de retraités des divers régimes est supérieure à 100 %, car certains retraités (polypensionnés) perçoivent des pensions de plusieurs régimes de base différents.

Champ : retraités de droit direct nés en 1924 et en 1942 (pondérés pour être représentatifs des retraités de la génération en vie à l'âge de 66 ans).

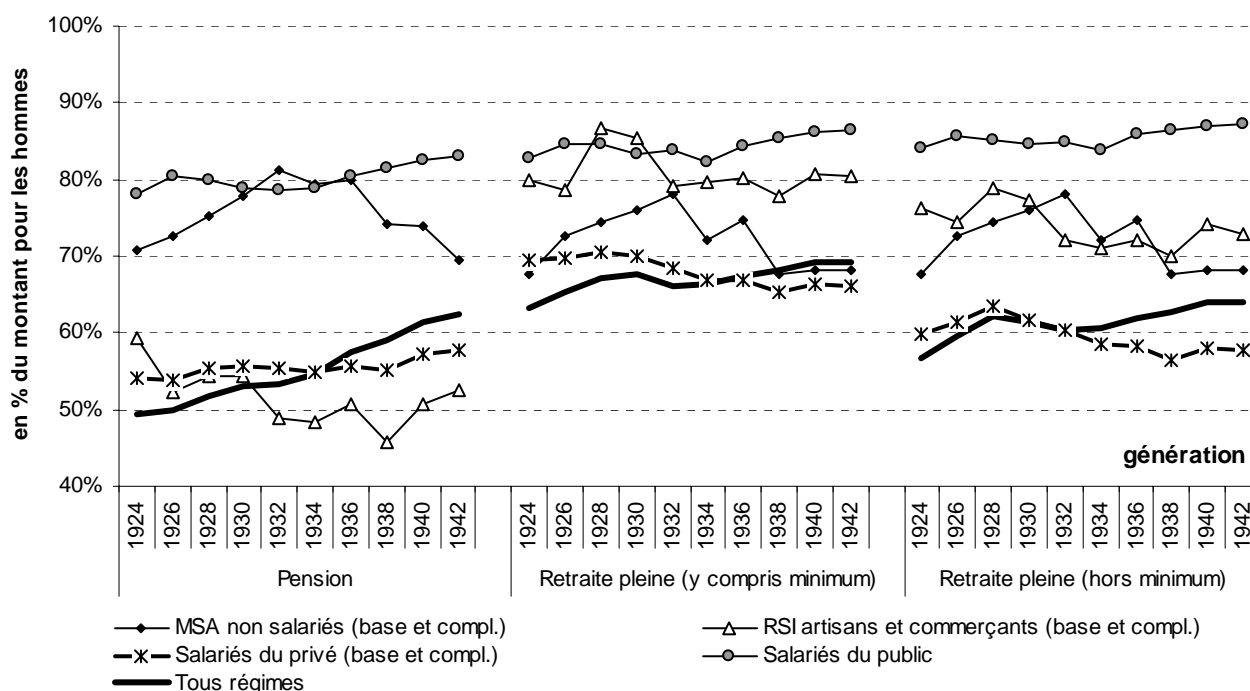
Sources : DREES, EIR 2008 ; calculs auteur pour les pondérations corrigées.

### *Les écarts entre hommes et femmes*

Les graphiques 17 et 18 confrontent les montants moyens de pension et de retraite pleine des femmes à ceux des hommes.

Une partie des écarts de pension entre hommes et femmes proviennent des durées de carrière plus courtes de ces dernières. Le rapport des niveaux de pension moyens est donc naturellement plus faible que celui de retraite pleine (respectivement 62 % et 69 % pour la pension tous régimes des nés en 1942, cf. graphique 17). La réduction des écarts est en revanche plus rapide du fait de l'allongement des durées validées par les femmes au fil des générations : le rapport entre femmes et hommes augmente de 13 points entre les générations nées en 1924 et en 1942 pour ce qui concerne le montant de pension, mais de 6 points seulement pour ce qui concerne le montant de retraite pleine.

**Graphique 17 - Rapport des montants moyens des femmes sur ceux des hommes pour la pension et la retraite pleine**



Lecture : tous régimes confondus, le montant moyen de pension des femmes nées en 1942 représente 62 % de celui des hommes de la même génération ; leur montant moyen de retraite pleine représente 69 % de celui des hommes lorsqu'on le calcule y compris minimum, et 64 % lorsqu'on le calcule hors minimum.

Champ : retraités de droit direct (pondérés pour être représentatifs des retraités de la génération en vie à l'âge de 66 ans).

Sources : DREES, EIR 2008 ; calculs auteur pour les pondérations corrigées.

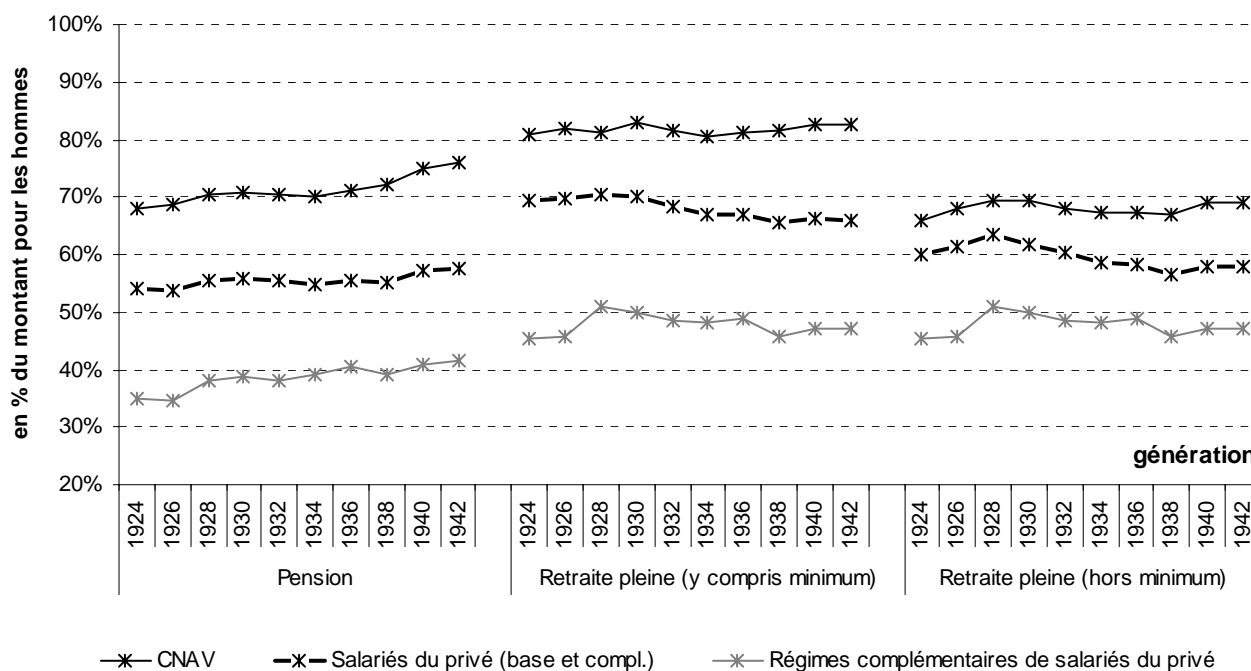
Les écarts entre sexe varient fortement d'un régime à l'autre. Le rapport des montants de retraite pleine est le plus élevé dans les régimes du public (de l'ordre de 85 %). Il est en revanche nettement plus faible, de l'ordre de 70 %, dans les régimes de salariés du privé. Dans ces régimes, ce sont principalement les pensions versées par les régimes complémentaires, par nature plus contributifs, qui contribuent à l'ampleur des ces écarts (graphique 18) : le rapport des montants de retraite pleine pour le régime de base (CNAV) est en effet globalement similaire à celui observé dans les régimes de fonctionnaires, alors que celui observé pour les régimes complémentaires est près de deux fois plus faible.

Les revenus salariaux des femmes au cours de la carrière étant plus faibles que ceux des hommes, il est naturel d'observer les écarts les plus importants dans les régimes les plus contributifs, tels que les régimes complémentaires du privé. Dans les régimes de base, les mécanismes de solidarité assurant une redistribution entre les personnes à forte pension et celles à faible pension contribuent à réduire les écarts entre femmes et hommes. À cet égard, on peut noter que l'un de ces mécanismes, le minimum contributif, se traduit par une réduction de près de 15 points de l'écart de montant de retraite pleine entre hommes et femmes, selon qu'on le prenne en compte ou non.

À cela s'ajoute le fait que les femmes valident nettement plus souvent que les hommes des trimestres d'AVPF, pour lesquels aucun droit n'est acquis dans les régimes complémentaires. Cela se traduit par un montant de retraite pleine plus faible pour les femmes. Le développement de l'AVPF au fil des générations, qui induit une proportion plus forte de femmes affiliées uniquement aux régimes de base parmi les régimes de salariés du privé, explique notamment la légère baisse observée du rapport de montant de retraite pleine (de 70 % parmi les nés en 1924 à 66 % parmi les nés en 1966 pour la pension totale de l'ensemble

des régimes de base et complémentaire des salariés du privé), alors même que ce rapport reste stable à la CNAV et au sein des seuls régimes complémentaire.

**Graphique 18 - Rapport des montants moyens des femmes sur ceux des hommes**  
*Régime de base et régimes complémentaires du secteur privé*



Lecture : dans les régimes complémentaires de salariés du privé (Arrco, Agirc et Ircantec réunis), le montant moyen de pension des femmes nées en 1942 représente 42 % de celui des hommes de la même génération.  
 Champ : retraités de droit direct (pondérés pour être représentatifs des retraités de la génération en vie à l'âge de 66 ans).  
 Sources : DREES, EIR 2008 ; calculs auteur pour les pondérations corrigées.

### Quelques éléments sur les distributions

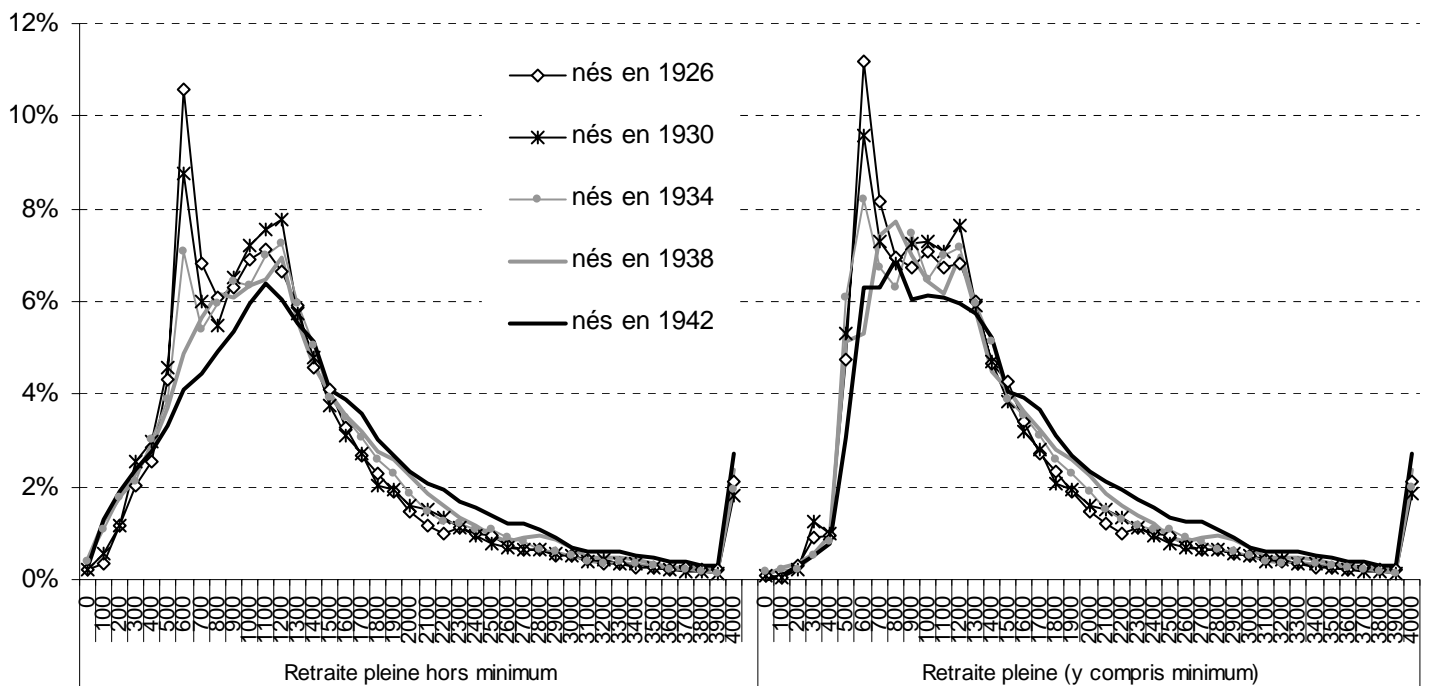
Les augmentations au fil des générations de la pension et de la retraite pleine moyennes ne sont pas des hausses uniformes, qui se traduiraient par une simple translation, sans déformation, des distributions.

Si l'on s'intéresse aux distributions de ces montants dans leur ensemble, l'évolution la plus notable est la quasi-disparition du pic de distribution observé pour les montants de retraite pleine compris entre 600 et 700 euros mensuels (graphique 19). C'est parmi les hommes que la baisse de la proportion de retraités associée est la plus forte : elle passe ainsi de 10,1 % parmi les retraités nés en 1926 à 7,1 % parmi ceux nés en 1934 et 4,1 % parmi ceux nés en 1942. La disparition de ce pic de distribution illustre la forte diminution du nombre d'anciens non-salariés agricoles parmi les retraités. C'est en effet parmi ceux-ci que le pic de distribution entre 600 et 700 euros s'observe : parmi les anciens non-salariés agricoles nés en 1926, par exemple, plus de 40 % avaient en 2008 un montant de retraite pleine compris dans cette tranche de montant<sup>16</sup> (graphique 20).

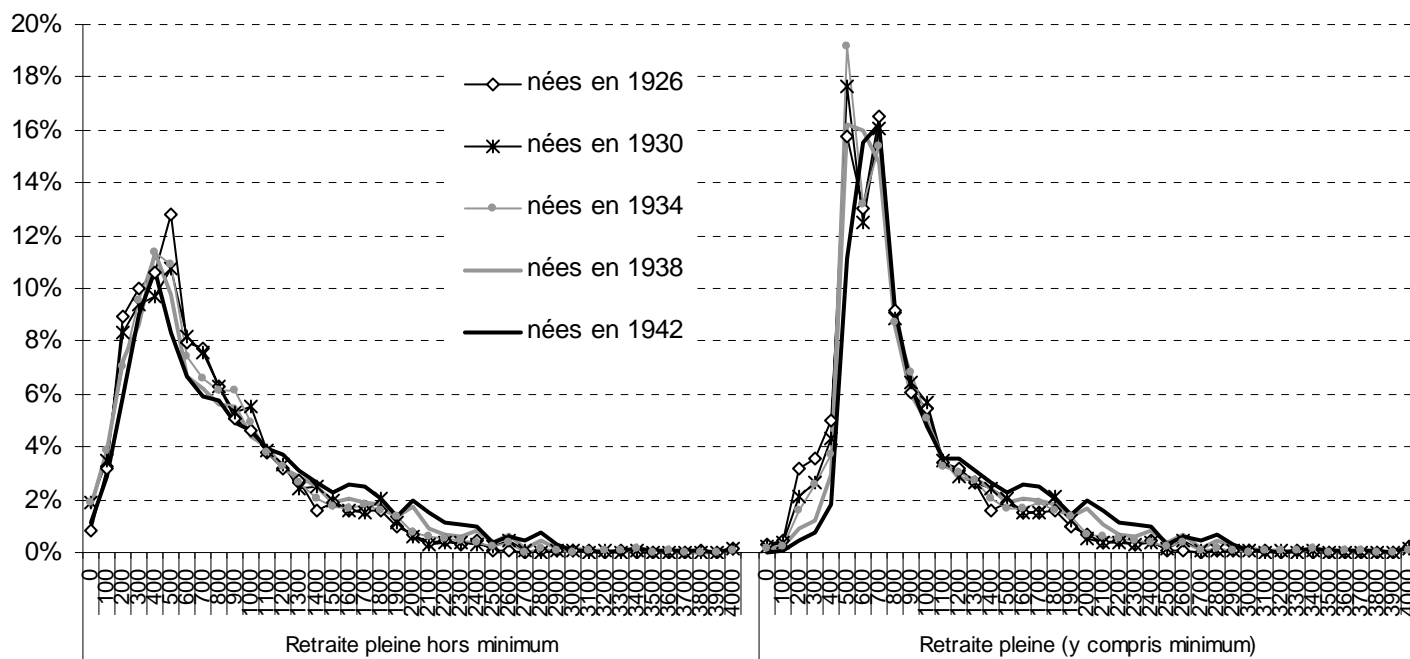
<sup>16</sup> Comme on l'a déjà signalé, les observations concernant la MSA non-salariés sont néanmoins susceptibles d'avoir été modifiées après l'application, à compter du 1<sup>er</sup> janvier 2009, de la nouvelle majoration de retraite des non-salariés agricoles.

Hormis ce point particulier de la distribution, on constate une diminution régulière au fil des générations de la proportion de retraités dans toutes les tranches de montant de retraite pleine inférieur à 1 400 euros mensuels et, corrélativement, une augmentation dans les tranches supérieures. Un résultat similaire s'observe pour les montants de retraite pleine associés aux régimes de salariés du privé ainsi que ceux d'artisans et commerçants. C'est dans ces derniers régimes que l'évolution est la plus marquée, en lien, en toute vraisemblance, avec l'effet de la montée en charge des régimes complémentaires. La proportion d'anciens affiliés au RSI dont le montant de retraite pleine hors minimum est inférieur à 1 000 euros mensuels diminue ainsi de près de 20 points (de 86 % à 68 %) entre les générations nées en 1926 et 1930 et celle née en 1942.

**Graphique 19 - Distribution des montants de retraite pleine tous régimes confondus, pour plusieurs générations Hommes**



### Femmes



Lecture : parmi les hommes retraités nés en 1926, 10,6 % ont un montant de retraite pleine tous régimes (hors minimum) compris entre 600 et 699 euros par mois (tranche « 600 » en abscisse). Pour rendre le graphique plus lisible, les proportions associées aux tranches de salaires supérieures à 1600 euros mensuels ont été lissées (moyenne sur trois tranches successives).

Champ : retraités de droit direct tous régimes confondus (pondérés pour être représentatifs des retraités de la génération en vie à l'âge de 66 ans).

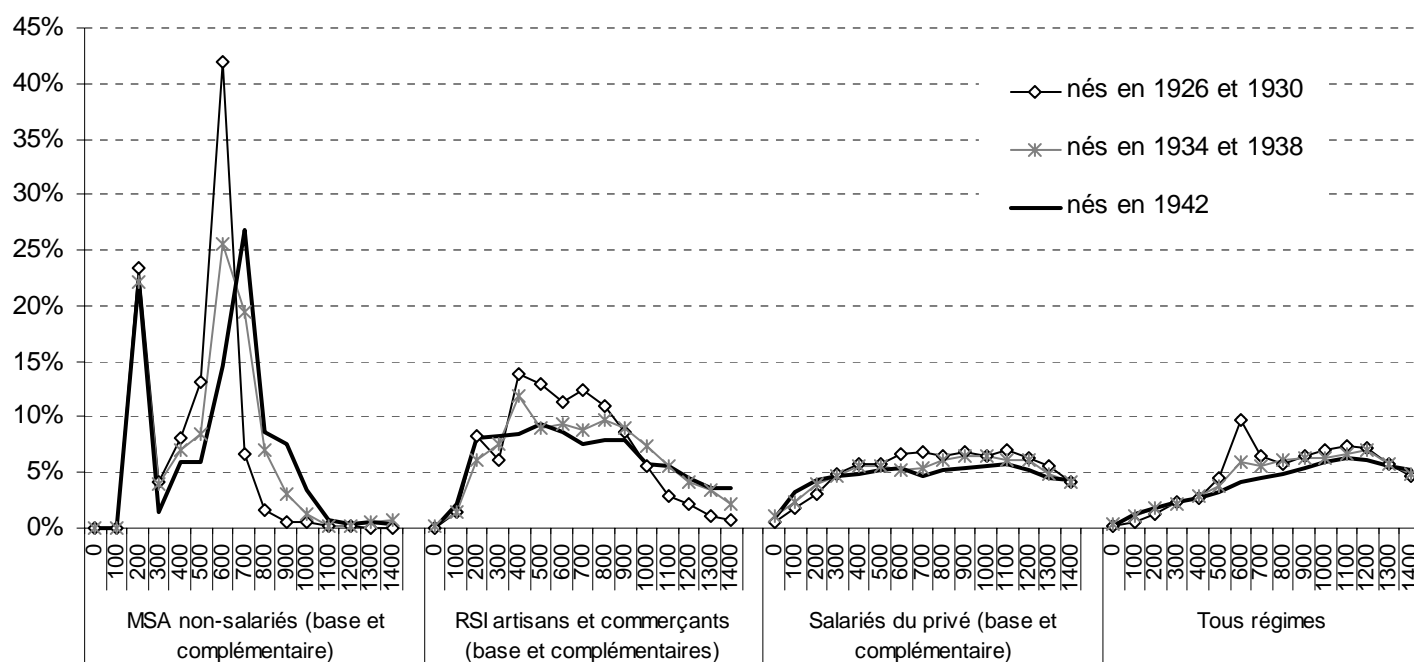
Sources : DREES, EIR 2008 ; calculs auteur pour les pondérations corrigées.

Les messages sont similaires en ce qui concerne les distributions observées pour les retraitées femmes. Cependant, parmi les anciennes salariées du privé, la proportion des retraitées ayant un montant de retraite pleine inférieur à 600 euros<sup>17</sup> est en hausse entre les générations nées en 1926 et celles nées en 1942. Cette hausse pourrait être en partie liée au développement de l'AVPF. Ce dernier pourrait, en effet, avoir augmenté la proportion de femmes qui n'ont été affiliées aux régimes de salariés qu'au titre de ce dispositif, et qui n'ont donc acquis aucun droit dans les régimes complémentaires.

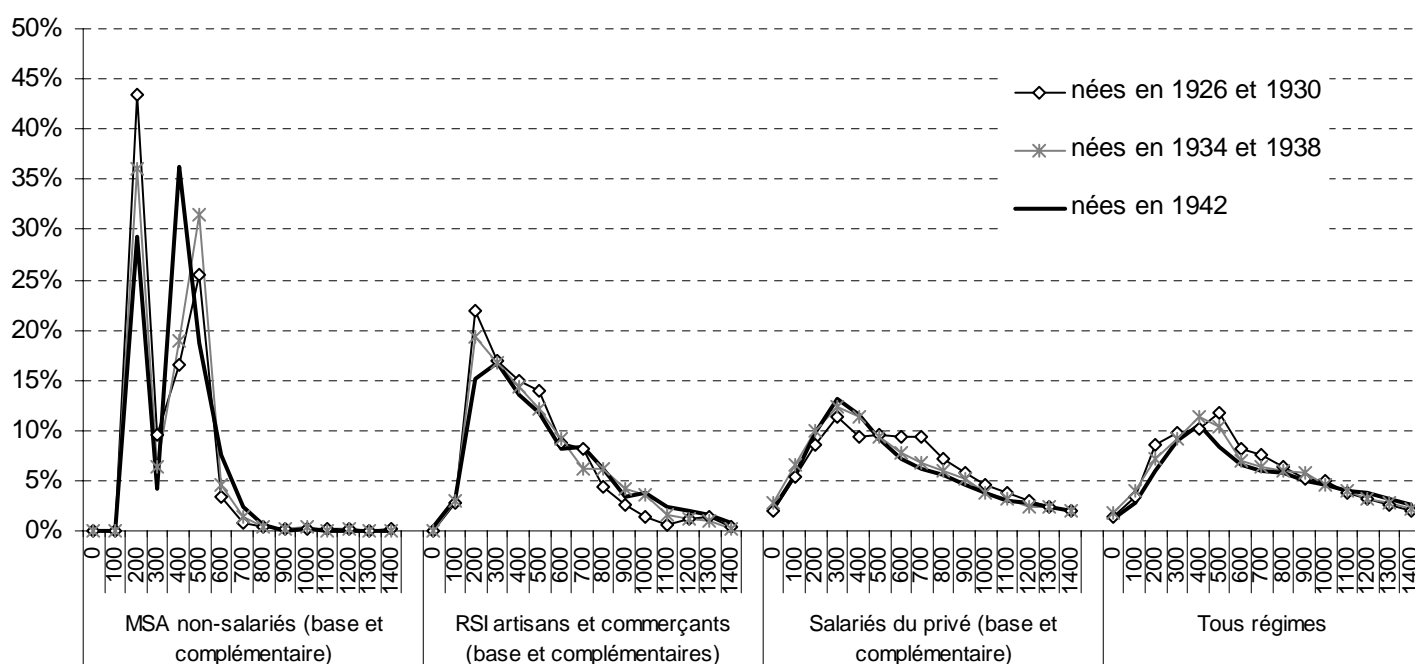
<sup>17</sup> Le fait que certains retraités aient de très faibles montants de retraite pleine ne doit pas être vu comme étonnant. Ces faibles montants correspondent vraisemblablement à des affiliés ayant validés des durées faibles dans les régimes considérés. En effet, même si l'indicateur de montant de retraite pleine neutralise l'effet mécanique de proportionnalité à la durée validée (effet passant par le coefficient de proratisation du montant de la pension), il n'est pas totalement indépendant de la durée sur laquelle il est calculé. En particulier, le montant de retraite pleine est souvent calculé dans les régimes de base en appliquant des filtres (25 meilleures années, etc.) qui sont d'autant plus favorables à l'assuré que la durée de carrière est longue. À l'inverse, le calcul de ce montant est généralement défavorable lorsqu'il prend en compte des revenus salariaux ou d'activité correspondant à des années d'emploi incomplètes, ce qui est plus souvent le cas lorsque la durée de carrière dans le régime est courte.

**Graphique 20 - Distribution des montants de retraite pleine hors minimum pour les faibles montants (moins de 1 500 euros mensuels) dans les principaux régimes du privé**

**Hommes**



**Femmes**



Lecture : parmi les hommes retraités nés en 1926 et 1930 anciens artisans ou commerçants, 13,9 % ont un montant de retraite pleine (hors minimum) dans les régimes du RSI (base et complémentaire) compris entre 400 et 4699 euros par mois (tranche de montant « 400 » en abscisse).

Note : Les proportions représentées ne sont pas à 100 % : le complémentaire correspond au poids des retraités dont le montant de retraite pleine hors minimum est supérieur à 1 500 euros mensuels. Les distributions pour les anciens fonctionnaires ne sont pas représentés sur ces graphiques, du fait de la faible proportion de retraités ayant un montant de retraite pleine hors minimum inférieur à 1 500 euros mensuels dans les régimes correspondant.

Champ : retraités de droit direct (pondérés pour être représentatifs des retraités de la génération en vie à l'âge de 66 ans).

Sources : DREES, EIR 2008 ; calculs auteur pour les pondérations corrigées.

Pour « résumer » les évolutions des distributions de montant de pension au fil des générations, on peut s'intéresser à l'évolution du coefficient dit « de Gini » associé. Ce coefficient est un indicateur d'inégalité, dont les valeurs vont de 0 à 1. Une valeur de 0 caractériserait une distribution totalement égalitaire (tous les retraités perçoivent le même montant de pension) et une valeur de 1 une distribution totalement inégalitaire (un seul retraité perçoit la totalité des versements, les autres ne recevant rien)<sup>18</sup>.

Quel que soit le régime, le coefficient de Gini pour le montant de pension est nettement supérieur au coefficient pour le montant de retraite pleine (que ce soit y compris ou non compris le minimum de pension) (graphique 21). Cette observation découle de la forte corrélation entre durée validée et salaire de référence : les personnes à carrières courtes sont souvent également celles qui ont eu les salaires ou les revenus d'activité les plus faibles. Cette corrélation entre durée validée et salaire ou revenu de référence est en outre renforcée par les règles des systèmes de retraite (telle que la règle dite des « 25 meilleures années »), qui font généralement que le calcul du revenu de référence est d'autant plus favorable que la carrière dans le régime a été longue (Aubert et Duc, 2010). Inégalités de durée de carrière et inégalités de revenus au cours de la carrière ont donc un effet conjugué, qui explique la plus grande dispersion des montants de pension.

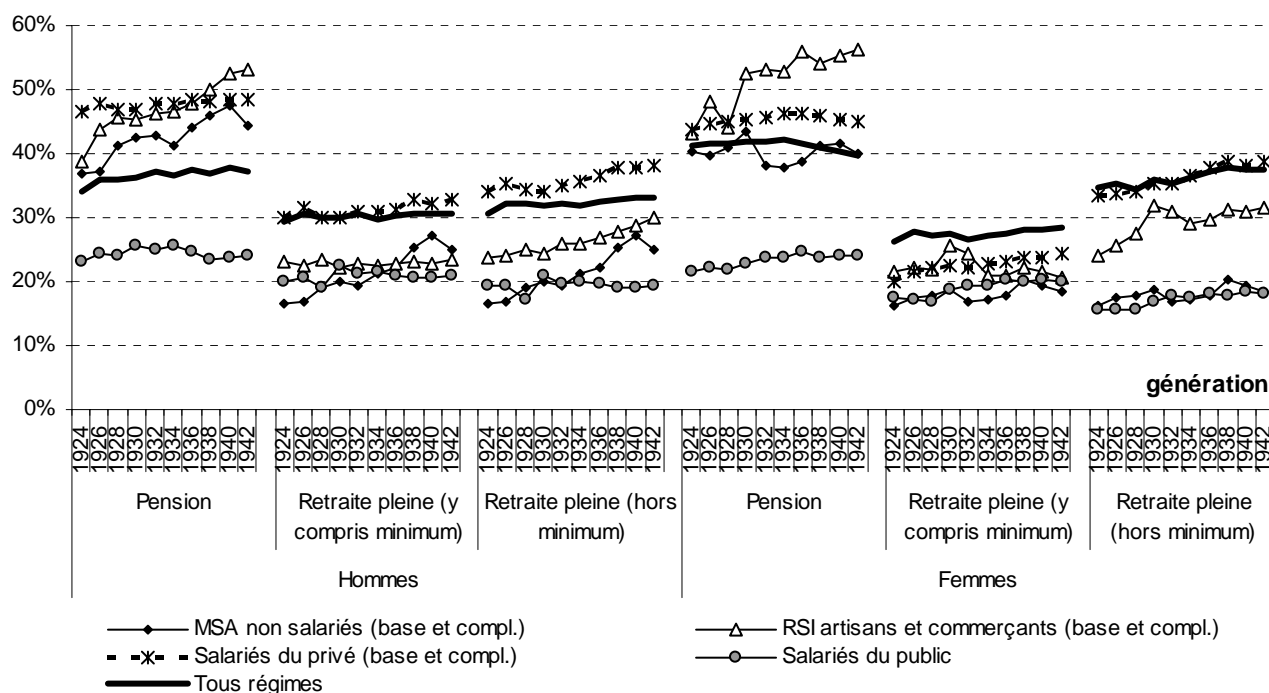
L'indice de Gini est généralement plus élevé pour les systèmes de retraite les plus contributifs. Cela explique que, lorsqu'il est calculé sur la distribution des montants de retraite pleine, cet indice soit plus élevé sur le champ des régimes de salariés du privé que sur ceux des régimes de non-salariés (qui sont moins contributifs du fait du plus faible poids des régimes complémentaires dans la pension totale) et des régimes de fonctionnaires. L'indice de Gini plus élevé pour la pension totale versée par les divers régimes de salariés du privé s'explique d'ailleurs essentiellement par les régimes complémentaires (graphique 22). Sur le champ du seul régime général, l'indice de Gini est à l'inverse très faible, ce qui traduit une plus grande égalité entre retraités en ce qui concerne le montant de retraite pleine. Cette plus grande égalité découle naturellement du fait que ce montant est borné par le seuil du minimum contributif et par celui du plafond de la Sécurité sociale.

---

<sup>18</sup> Par rapport à d'autres indicateurs d'inégalité, comme les rapports interquartiles ou interdéciles, le coefficient de Gini présente l'intérêt de prendre en compte toute la distribution, et non certains quantiles particuliers. Cette propriété se justifie dans le cas de distributions atypiques, comme c'est le cas pour les montants de pension et de retraite pleine, du fait de l'existence d'un pic de distribution se résorbant au fil des générations (cf. graphique 19 *supra*).



**Graphique 21 - Coefficients de Gini associés à la distribution des montants de pension et de retraite pleine – principaux régimes –**



Champ : retraités de droit direct (pondérés pour être représentatifs des retraités de la génération en vie à l'âge de 66 ans)  
 Sources : DREES, EIR 2008 ; calculs auteur pour les pondérations corrigées

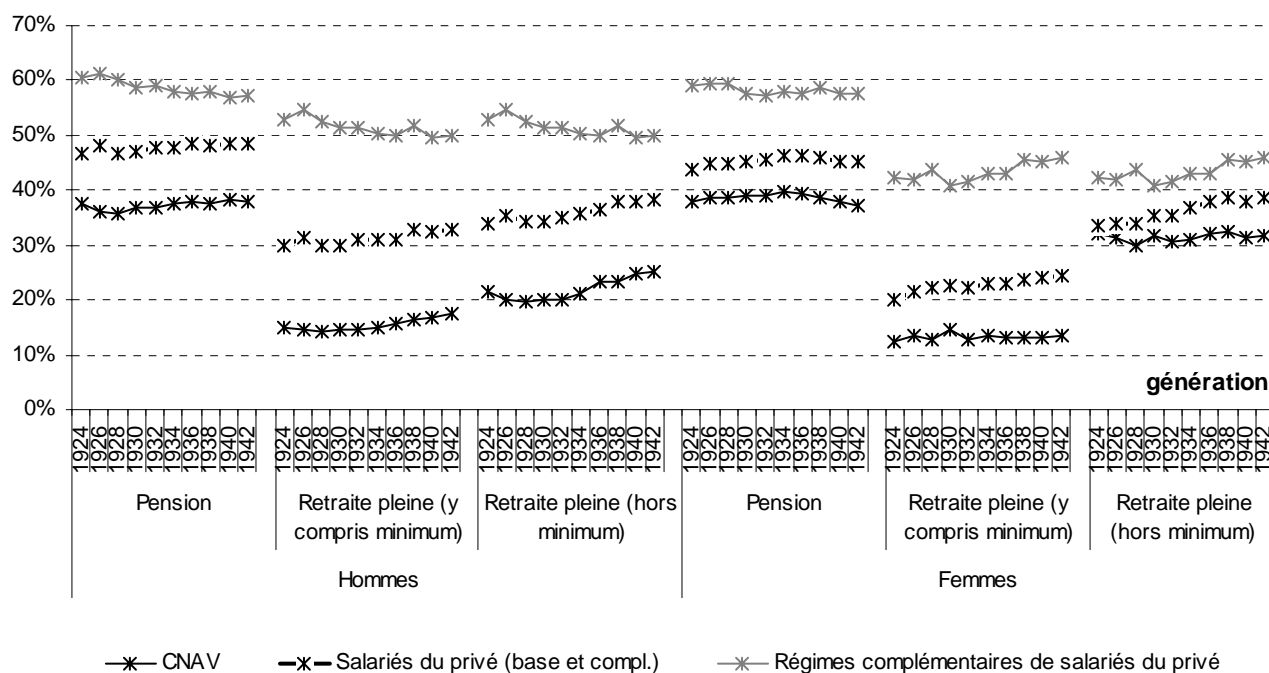
Le lien entre plus grande contributivité des régimes et plus grandes inégalités de montant de retraite pleine (ces dernières se traduisant en pratique par un indice de Gini plus élevé) permet de comprendre, au moins en partie, la dynamique de l'indice de Gini au fil des générations. La hausse du salariat et la montée en charge des régimes complémentaires de salariés du privé – par nature plus contributifs – augmentent en effet le poids de ces régimes au sein de l'ensemble « tous régimes confondus » : la contributivité *moyenne* de cet ensemble augmente donc progressivement, d'où un effet à la hausse sur l'indice de Gini<sup>19</sup>. La montée en charge des régimes complémentaires de non-salariés augmentent également la contributivité moyenne de ces régimes, ce qui explique la hausse des inégalités de montant de retraite pleine.

Ces effets n'expliquent cependant pas tout. On observe ainsi, par exemple, une légère augmentation du coefficient de Gini au régime général, pour les hommes à partir des générations nées au début des années 1930 (graphique 22) – hausse qui ne peut bien sûr en rien être imputée aux régimes complémentaires. Il pourrait là s'agir d'une conséquence du passage à une indexation des salaires portés au compte sur les prix, plutôt que sur les salaires. Cette indexation a pour effet de diminuer la valeur relative des salaires perçus en début de carrière par rapport aux salaires de fins de carrière. Or les faibles montants de retraite pleine s'observent plus souvent pour les personnes à carrières incomplètes, pour lesquels les bas salaires de début de carrière rentrent plus souvent dans le calcul du montant de pension.

<sup>19</sup> À noter que, pour les hommes, l'indice de Gini diminue en ce qui concerne la distribution des montants de retraite pleine des régimes complémentaires de salariés. Cette diminution pourrait être liée à la généralisation des régimes complémentaires dans les années 1970 et la hausse des taux de cotisation minimaux dans les années 1990 : ces deux facteurs ont pu diminuer la dispersion des taux de cotisations entre branches, et donc entre salariés. Une telle diminution se traduit mécaniquement, à terme, par une plus faible dispersion des montants de retraite pleine. Il n'en reste pas moins que l'indice de Gini pour les régimes complémentaires est toujours bien supérieur à celui des régimes de base.

L'indexation des salaires portés au compte sur les prix pourrait donc avoir touché davantage les personnes à plus bas montant de retraite pleine, accroissant ainsi les inégalités entre retraités pour ce qui concerne cet indicateur, et jouant donc à la hausse sur l'indice de Gini associé. À ce stade, cette explication ne reste toutefois qu'une hypothèse.

**Graphique 22 - Coefficients de Gini associés à la distribution des montants  
De pension et de retraite pleine**  
- régime général et régimes complémentaires de salariés du privé -



Champ : retraités de droit direct (pondérés pour être représentatifs des retraités de la génération en vie à l'âge de 66 ans).  
Sources : DREES, EIR 2008 ; calculs auteur pour les pondérations corrigées.

Au total, et compte tenu du jeu des minimum contributif et garanti, qui modèrent les inégalités de retraite pleine, le coefficient de Gini tous régimes confondus reste cependant quasiment stable au fil des générations pour les hommes. Pour les femmes, il augmente très légèrement.

## Bibliographie

AUBERT P. ET V. CHRISTEL-ANDRIEUX (2010), « 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 2010.

AUBERT P. ET Y. CROGUENNEC (2011), « Les périodes assimilées, les trimestres d'AVPF et les points gratuits pour la retraite », document n°9 de la séance plénière du Conseil d'orientation des retraites du 25 mai 2011 (extraits du *Document de travail* de la Drees - série statistique, n° 132, avril 2009).

AUBERT P. ET C. DUC (2010), « Profils individuels des revenus d'activité au cours de la carrière : quelles conséquences sur le niveau des pensions de retraite ? », *Document de travail* de la Drees - série Études et Recherches, n° 103, décembre 2010.

BARATON M. ET Y. CROGUENNEC (2009), « Les durées d'assurance validées par les actifs pour leur retraite », *Études et résultats*, n° 692, mai.

MINISTÈRE DE L'AGRICULTURE (2009), « Le calcul des droits dans les régimes d'assurance vieillesse des non salariés des professions agricoles », document n° 3 de la réunion du Conseil d'orientation des retraités du 8 avril 2009.

RSI (2009), « Les régimes de retraite complémentaires du régime social des indépendants », document n° 9 de la réunion du Conseil d'orientation des retraités du 8 avril 2009.

## **Annexe 1 - Effets de génération, d'âge et d'année d'observation : le problème statistique**

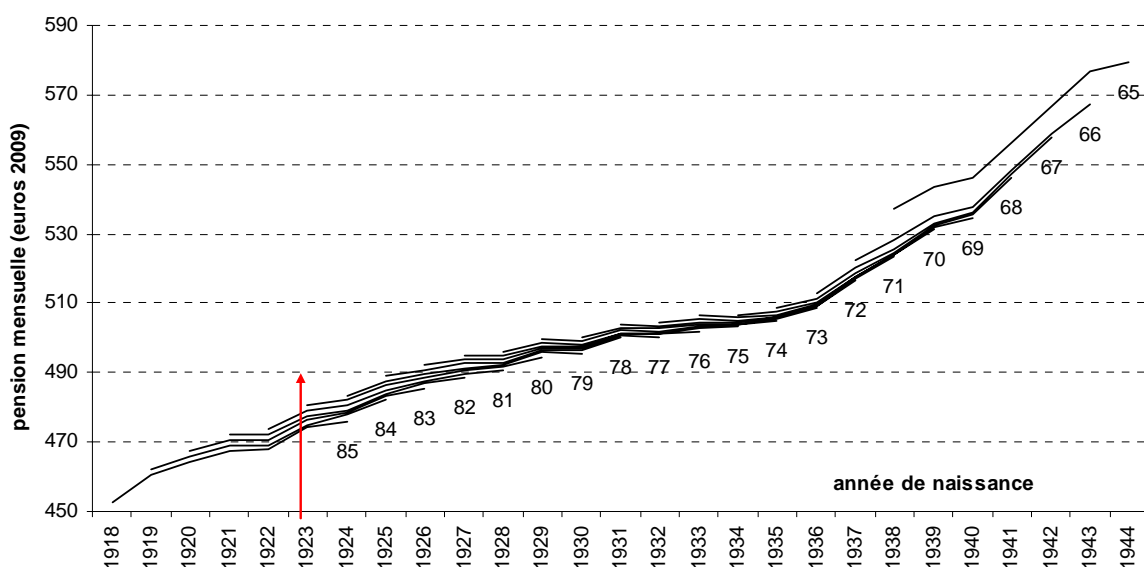
Estimer les écarts de pension moyenne d'une génération à l'autre pose le problème de la décomposition des niveaux de pension – observés à différentes dates – en effets de génération, d'année et d'âge. Les effets d'année et d'âge ne nous intéressent pas ici en soi, mais il est nécessaire de pouvoir les mesurer, afin d'être en mesure de les neutraliser ensuite.

Ce problème statistique est plus simple, dans le cas des niveaux de pensions de retraite, qu'il ne l'est pour d'autres indicateurs – notamment les salaires. Une fois liquidées, les pensions sont en effet généralement perçues jusqu'au décès de leurs bénéficiaires. Leur niveau n'évolue de plus que selon les revalorisations qui leur sont périodiquement appliquées. La neutralisation des « effets années » est donc, dans la plupart des cas, très facile à effectuer, puisqu'il suffit de corriger les montants de pension observés aux différentes dates des coefficients de revalorisation. Le plus souvent ces revalorisations sont identiques pour tous les pensionnés d'un même régime, et l'information sur l'ampleur des revalorisations est publique. Les seuls cas où les effets années sont difficiles à corriger sont ceux où des revalorisations spécifiques sont appliquées à certains pensionnés seulement. Dans les années récentes, ce n'est cependant le cas que pour de rares régimes (en particulier la MSA non-salariés).

Les « effets âges » dans les niveaux de pension de retraite sont liés pour l'essentiel aux effets de sélection dans la population des retraités vivants aux différentes dates d'observation. Aux âges les plus bas, l'effet de sélection dominant est celui lié à l'âge de liquidation, ce dernier n'étant pas indépendant du montant de la pension perçu. Parmi les retraités un peu plus âgés (plus de 65, voire 70 ans), l'effet de sélection dominant est celui lié à la mortalité différentielle. L'espérance de vie étant positivement corrélée avec le niveau de pension, notamment pour les hommes, la pension moyenne des retraités encore en vie à un âge d'observation donné sera en effet d'autant plus élevé que cet âge est avancé.

Le graphique suivant illustre cette double dimension des variations selon la génération et l'âge. Pour une génération donnée (lecture « verticale » : cf. flèche rouge sur le graphique, pour l'exemple de la génération née en 1923), la pension est d'autant plus élevée que les retraités sont observés à un âge jeune. Par exemple, pour les nés en 1923, la pension moyenne (revalorisée en euros de 2009) est de 474 euros par mois à 85 ans, de 475 euros par mois à 84 ans, de 476 euros par mois à 83 ans, etc. L'effet de sélection dominant est ici lié à la mortalité par sexe : les femmes ayant une espérance de vie plus élevée, elles sont de plus en plus nombreuses en proportion parmi les retraités au fur et à mesure des âges. La pension moyenne des retraités hommes et femmes diminue donc, puisque la pension moyenne des femmes est plus faible.

**Graphique 23 - Pensions mensuelles moyennes au régime général, par génération et âge d'observation (hommes et femmes regroupés)**



Lecture : l'avantage principal de droit direct (hors accessoires et hors réversion) versé par le régime général aux personnes nées en 1943 est en moyenne de 577 euros parmi les retraités au 31 décembre de l'année des 65 ans et de 567 euros parmi les retraités au 13 décembre de l'année des 66 ans.

Champ : retraités de droit direct du régime général, quels que soient le sexe et le lieu de naissance.

Sources : enquêtes annuelles auprès des caisses de retraite 2003 à 2009, DREES.

### *L'estimation des « effets âge » : deux méthodes*

On peut envisager deux manières pour neutraliser les « effets âges ». Chacune fait appel à une information spécifique, et les deux méthodes ne pourront pas être appliquées aux mêmes données statistiques.

La première méthode, très simple, est possible si l'on dispose de données en coupe répétées dans le temps, c'est-à-dire si les niveaux de pensions des diverses générations ont pu être observés à différents âges d'observation. Les pensions pour deux générations successives peuvent alors être comparées en confrontant les montants observés à un an d'intervalle, chaque génération ayant le même âge à la date d'observation. Cela peut être fait à diverses dates d'observation : les écarts d'une génération à l'autre peuvent alors varier selon l'âge d'observation, mais leur amplitude est généralement faible, si bien que l'on peut retenir, par exemple, l'écart moyen sur toutes les années d'observations disponibles.

Cette méthode est appliquée dans cette étude aux données de l'enquête annuelle auprès des caisses de retraite (EACR) de la DREES. Les écarts de montant de pension  $e_{g/g-1}$ , pour une génération  $g$  par rapport à celle qui la précède d'une année  $g-1$ , sont estimés, pour les principaux régimes, de la manière suivante :

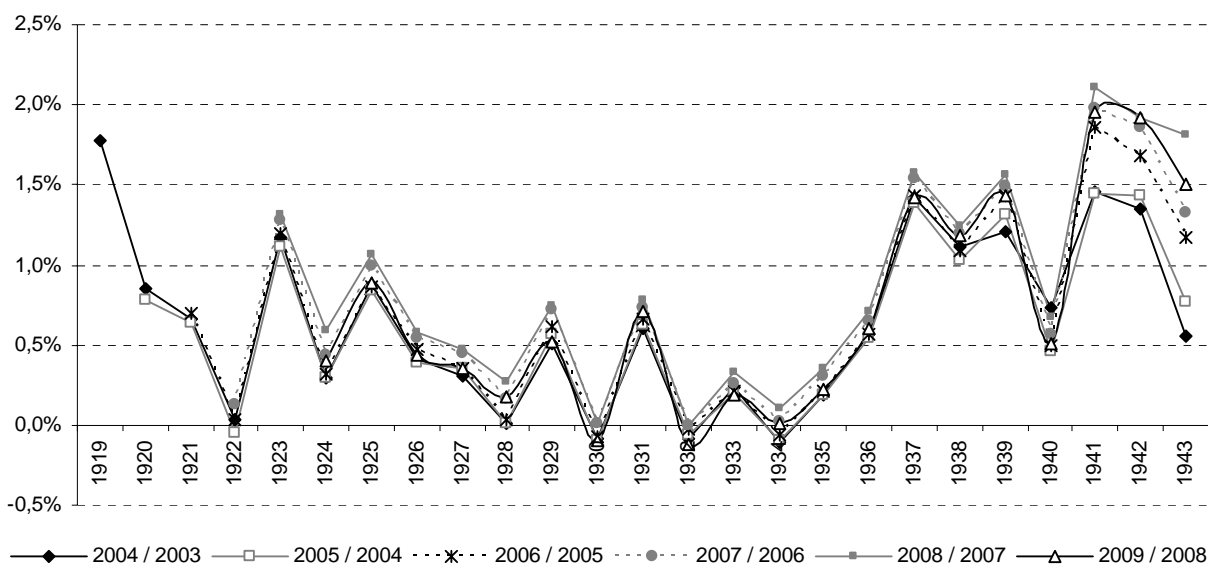
$$e_{g/g-1} = \frac{1}{N_a} \sum_{a=2009,2008,\dots} \frac{p_{g,a} \cdot (1 + r_a^{2009})}{p_{g-1,a-1} \cdot (1 + r_{a-1}^{2009})}$$

Où  $p_{g,a}$  désigne la pension moyenne observée en décembre de l'année d'observation  $a$  pour les retraités nés au cours de l'année  $g$ ,  $(1 + r_a^{2009})$  désigne la revalorisation légale appliquée dans le régime considéré entre le 31 décembre de l'année  $a$  et le 31 décembre de l'année

2009<sup>20</sup>, et  $N_a$  représente le nombre d'années (ou plus précisément de couples d'années) d'observation disponibles. Les données sur les pensions moyennes par génération sont disponibles, dans l'EACR, depuis une date variable selon le régime. Pour la plupart des régimes, les données sont disponibles depuis 2004 et jusqu'à 2009 (dernière année disponible à ce jour), ce qui fait 5 couples d'années d'observation disponibles.

Le graphique suivant illustre, pour les pensions versées par le régime général, les écarts de niveau de pension d'une génération par rapport à celle qui la précède, tels que mesurés à partir de plusieurs couples différents d'années d'observation. Ces écarts sont bien sûr différents d'une année sur l'autre, mais la variabilité reste faible – du moins tant que les générations sont observées à un âge au moins égal à 65 ans. Les écarts selon l'année d'observation semblent en outre de moindre ampleur que ceux selon la génération.

**Graphique 24 - Écarts de niveau de pension par rapport à la génération directement précédente, par année (couple d'année) d'observation – régime général (CNAV) –**



Lecture : l'écart de pension moyenne entre la génération née entre 1923 et celle née en 1922 est compris entre 1,1 % (écart mesuré à partir des pensions moyennes à l'âge de 82 ans – observations en 2004 pour la génération 1922 et en 2005 pour la génération 1923) et 1,3 % (mesura à l'âge de 82 ans – observations en 2007 et 2008).

Champ : retraités de droit direct du régime général, quels que soient le sexe et le lieu de naissance.

Sources : enquêtes annuelles auprès des caisses de retraite 2003 à 2009, DREES.

Une manière légèrement différente d'utiliser l'information des données en coupes répétées dans le temps consiste à séparer les « effets âges » et « effets générations » par des méthodes de régressions linéaires. La philosophie reste la même, mais ces méthodes permettent d'exprimer des niveaux de pensions, et pas seulement des taux d'évolution d'une génération à l'autre. Une application aux données de l'enquête annuelle auprès des caisses de retraite (EACR) est présentée dans l'Annexe 3, qui fournit des résultats complémentaires à ceux présentés dans le texte principal de cette étude : ces résultats sont en niveau plutôt qu'en taux d'évolution du montant de pension d'une génération à l'autre.

<sup>20</sup> Les régimes et années d'observation ne sont retenus pour l'estimation que si la revalorisation appliquée au montant des pensions est la même pour tous les retraités du régime. Cela exclut donc, par exemple, les années antérieures à 2004 pour les régimes de la fonction publique, de même que le régime des non-salariés agricoles (MSA).

L'estimation par régression linéaire se fonde sur l'équation suivante :

$$\log(P_{g,a}) = \sum_{g=1920}^{1944} \alpha_g + \sum_{a=66}^{85} \beta_a + \sum \gamma_i \cdot I_i + \varepsilon_{g,a}$$

Où  $P_{g,a}$  désigne la pension moyenne (exprimée en euros de 2009 après application des coefficients de revalorisation) observée dans les données de l'EACR pour la génération  $g$  à l'âge  $a$ . Les variables  $I_i$  sont des indicatrices pour certaines années d'observation  $i$ <sup>21</sup>.

À partir des paramètres estimés, la pension moyenne à 66 ans s'exprime très facilement comme suit :

$$\hat{P}_g = \hat{P}_{g,66} = \exp(\alpha_g + \beta_{66})$$

### ***Correction de la mortalité différentielle selon les caractéristiques des retraités : application aux données de l'EIR***

La seconde méthode envisageable pour corriger les « effets âge » consiste à modéliser directement l'impact de la mortalité différentielle sur les montants de pension moyens observés aux différents âges. Cela nécessite un travail économétrique de modélisation préalable important, et les résultats sont sensibles à la précision de la modélisation de la mortalité différentielle.

Un travail de la sorte a été réalisé par Aubert et Christel-Andrieux (2010) sur les données individuelles de l'échantillon interrégimes de retraités (EIR) de 2004. La méthodologie a ici été réutilisée, modulo quelques adaptations, pour effectuer une correction similaire sur les données individuelles de l'EIR de 2008. Chaque retraité est pondéré de manière à le rendre représentatif des retraités de sa génération qui étaient en vie à l'âge de 66 ans<sup>22</sup> : il suffit pour cela de multiplier sa pondération dans l'échantillon par l'inverse de la probabilité de survie entre l'âge de 66 ans et l'âge observé au 31/12/2008.

Les probabilités de survie imputées utilisées dans cette étude ne sont pas rigoureusement égales à celles calculées par Aubert et Christel-Andrieux (2010). Une actualisation se justifiait en effet, ne serait-ce que pour intégrer les nouvelles données de l'EIR de 2008. A cette occasion, la spécification des probabilités a également été revue. Rappelons que, dans l'étude de 2010, l'hypothèse effectuée consistait à modéliser les probabilités de survie d'une vague de l'EIR à la suivante (donc sur une durée de 4 ans) selon une loi de Gompertz, conditionnelle à l'âge  $t$  et aux caractéristiques des retraités  $X$  :

$$\log[-\log(\text{Pr } oba(T \geq t + 4 | T \geq t))] = X \cdot \beta + \rho \cdot t + \mu$$

<sup>21</sup> Ces valeurs aberrantes peuvent venir soit d'erreurs lors de la collecte de l'enquête, soit de spécificités, une année donnée, du mode d'extraction des informations par certains régimes. Comme pour toute information issue de fichiers administratifs de gestion, les résultats peuvent en effet être sensibles, par exemple, à la date d'extraction des données (du fait d'entrée tardive dans les fichiers). Une modification du mode d'extraction d'une année sur l'autre, même légère, est donc susceptible d'induire un « bruit ». L'impact est généralement très faible mais, dans le cadre de cette étude, les évolutions d'une génération à l'autre sont également très tenues, ce qui fait qu'un bruit statistique –même très faible– peut être gênant. Pour la régression dont les résultats sont présentés dans cette annexe, des indicatrices ont été ajoutées pour les observations de la fonction publique d'État de 1999 à 2003, pour celles de la CNRACL en 2005 et pour celles de l'ARRCO en 2008.

<sup>22</sup> Par ailleurs, l'analyse se restreint aux montants de pension et caractéristiques des retraités liés aux seuls droits liquidés avant la fin de l'année civile des 66 ans. La correction appliquée neutralise donc les différences entre générations liées à la fois à la mortalité différentielle et aux liquidations après 66 ans.

Cette spécification pouvait toutefois être jugée trop restrictive dans la mesure où elle imposait des spécifications linéaires pour l'âge (variable  $t$ ) et pour la génération (incluse parmi les caractéristiques des retraités, c'est-à-dire la variable  $X$ ). Dans la présente étude, on a donc remplacé les deux variables d'âge et de génération par un *proxy* : la transformation « gompit » (c'est-à-dire, pour une variable  $y$ , la variable  $y' = \log(-\log(y))$ ) de la probabilité de survie par sexe, génération et année d'observation, telle que disponible dans les données de l'Insee. Il s'agit donc soit des observations des bilans démographiques de l'Insee, pour les années passées, soit des probabilités projetées dans le cadre des projections de population 2010-2060, publiées par l'Insee début 2011.

Une seconde modification a été de considérer des probabilités de survie à 1 an, et non à 4 ans. Pour tous les retraités présents dans l'EIR, on dispose en effet des dates de décès à l'année et au mois près. Cette information est issue des données de l'État-civil de l'Insee. Cela permet donc d'observer des coefficients de survie sur un an, même si les vagues de l'EIR ne sont que quadriannuelles.

Au final, la spécification estimée pour les probabilités de survie dans l'EIR, conditionnelles aux caractéristiques des retraités, est donc la suivante<sup>23</sup> :

$$\begin{aligned} & \log[-\log(\text{Pr } oba(T \geq t+1|T \geq t))] = \alpha \cdot llP \\ & + \sum_s (\beta_1 * 1_s \cdot 1_{nonresid} + \beta_2 * 1_s \cdot 1_{nonresid} \cdot llP) \\ & + \left[ \sum_s \left( \gamma_1 * 1_s \cdot PI + \gamma_2 * 1_s \cdot PI \cdot llP + \sum_r \gamma_3 * 1_s \cdot 1_r + \gamma_4 * 1_s \cdot 1_r \cdot llP \right) \right] \cdot 1_{invalide} \\ & + \left[ \sum_s \left( \chi_1 * 1_s \cdot llP + \sum_r \chi_2 * 1_s \cdot 1_r \right) \right] \cdot \log Pens_m \\ & + \left[ \sum_s \left( \delta_1 * 1_s \cdot llP + \sum_r \delta_2 * 1_s \cdot 1_r \right) \right] \cdot \log Pens_p \end{aligned}$$

Les variables sont les suivantes :  $llP$  désigne le « gompit » de la probabilité de survie fournie par l'Insee pour l'âge, la génération et le sexe du retraité considéré ;  $1_s$  est une indicatrice de sexe ;  $1_{nonresid}$  est une indicatrice du fait que le retraité ne réside pas en France ;  $1_{invalide}$  est une indicatrice du fait que le retraité est un ex-invalide ou a liquidé au titre de l'inaptitude au travail dans au moins un régime de base ;  $PI$  est la proportion d'ex-invalides par sexe et génération ; enfin,  $1_r$  est une indicatrice de régime de base principal au cours de la carrière (quatre catégories : salariés du privé ; salariés du public ou des régimes spéciaux ; indépendants non-agricoles ; non-salariés agricoles). Les variables de niveau de pension individuel (avantage principal de droit direct, hors majorations pour enfants, hors réversion et hors minimum vieillesse) sont bornées entre 400 et 3 500 euros par mois. Elles sont de plus au nombre de deux afin de permettre une relation affine par morceaux entre le niveau de pension (en logarithme) et la probabilité de survie :  $\log Pens_m$  est ainsi le logarithme de l'avantage principal de droit direct borné à 850 euros au *maximum* (le niveau de pension considéré est de

<sup>23</sup> Le choix de la spécification a été réalisé empiriquement par une analyse descriptive des résultats : on a cherché à retenir une spécification dont les résultats soient globalement cohérents (on a vérifié notamment que les effets des diverses variables correspondent aux effets attendus) et soient par ailleurs proches de ceux issus de la méthode à partir des données de l'EACR (cf. supra).



850 euros pour toute pension *supérieure* à ce montant) ;  $\log Pens_p$  est, en complément, le logarithme de l'avantage principal de droit direct borné à 850 euros au *minimum* (le niveau de pension considéré est de 850 euros pour toute pension *inférieure* à ce montant).

Pour résumer, les probabilités de survie modélisées à chaque âge prennent donc bien en compte les différences entre retraités en ce qui concerne le sexe, l'âge, la génération, l'année d'observation, le montant de pension de droit direct, le fait d'avoir une pension d'invalidité, d'ex-invalidité ou d'inaptitude, et le lieu de résidence (France / étranger). L'estimation repose sur la mortalité observée entre les différentes vagues de l'EIR (EIR de 1993, 1997, 2001, 2004 et 2008), pour les années allant de 1996 à 2008. Les probabilités de survie entre l'âge de 66 ans et l'âge atteint lors de l'observation dans l'EIR de 2008 (âge atteint au 31 décembre 2008) sont ensuite calculées en chaînant toutes les probabilités de survie à chaque âge.

### ***Comparaison des méthodes***

Le graphique 25 illustre les résultats des deux méthodes de correction de la mortalité différentielle et des liquidations après 66 ans, sur l'exemple des pensions moyennes par génération dans deux régimes : le régime général et celui de la fonction publique d'État.

Les données *non corrigées* sont par construction rigoureusement identiques, du fait du calage par régime, sexe et année de naissance des données de l'EIR de 2008 sur celles de l'EACR de 2008. En revanche, les données *corrigées* n'ont aucune raison a priori d'être égales, les deux méthodes de correction utilisées étant de nature complètement différente. Il est donc pertinent de confronter ces données corrigées, ce qui fournit un test de la robustesse des méthodes. Les données de l'EACR fournissent par ailleurs, pour les générations qui ont eu 66 ans entre 2003 et 2008, une base de référence absolue, puisqu'il s'agit des données effectivement observées à 66 ans.

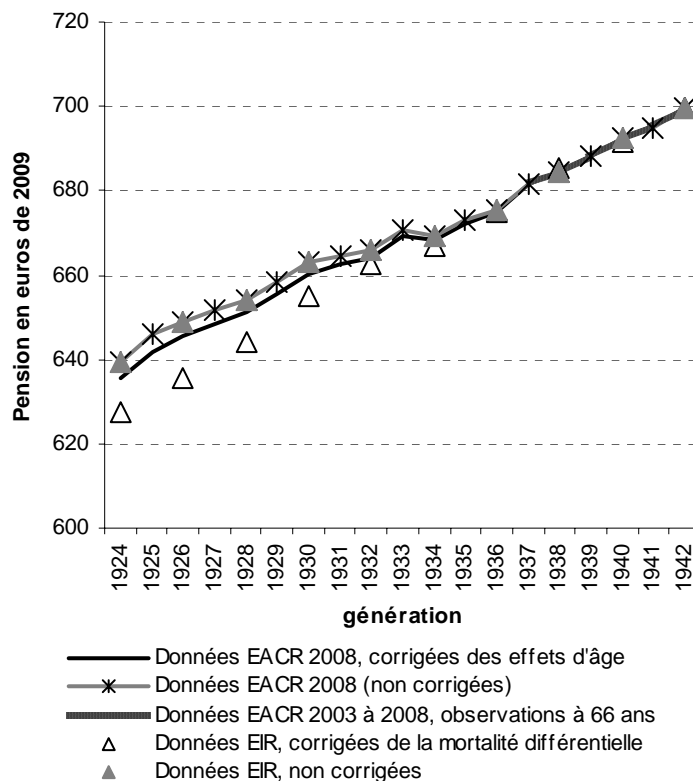
Les deux exemples choisis illustrent, d'une certaine manière, les « cas extrêmes » de cohérence ou de divergence entre les méthodes. En ce qui concerne les pensions des hommes à la fonction publique d'État civile, les deux méthodes de correction des effets d'âge conduisent à des effets extrêmement proches, à quelques euros près. Pour les générations pour lesquelles une comparaison aux pensions moyennes effectivement observées à 66 ans est possible, cette comparaison est de plus également très satisfaisante.

L'exemple du régime général illustre à l'inverse un cas où il n'est pas possible de calibrer les modèles de correction des effets d'âge de manière à aboutir à des résultats entièrement confondus : la différence entre l'une et l'autre méthode en ce qui concerne les niveaux de pensions corrigés apparaît ainsi de manière « visible » sur le Graphique 25, pour les générations nées avant 1930. Cet exemple est l'occasion de rappeler les précautions d'interprétation des résultats issus de l'EIR et présentés dans cette étude : il ne s'agit pas à proprement parler de statistiques descriptives, c'est-à-dire de données « observées », mais bien de données « estimées », sensibles aux hypothèses de modélisation de la mortalité individuelle.

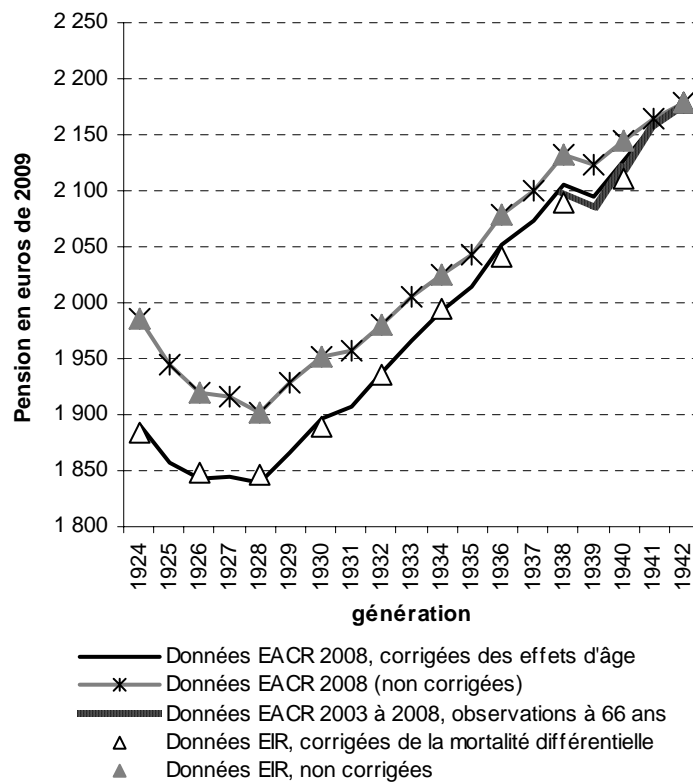
Ces différences liées à la méthode d'estimation ne semblent malgré tout pas de nature à bouleverser les messages. Les écarts, même s'ils sont « visibles » sur le Graphique 25, restent modérés : au plus 0,2 à 0,3 point de pourcentage d'une méthode à l'autre, en ce qui concerne les écarts de montant de pension d'une génération par rapport à celle qui la précède (cf. tableau 4).

**Graphique 25 - Pensions mensuelles moyennes, brutes et corrigées de la mortalité et des liquidations après 66 ans, selon diverses méthodes**

**Régime général, hommes nés en France**



**Fonction publique d'État civile, hommes**



Sources : enquêtes annuelles auprès des caisses de retraite 2003 à 2009 et EIR 1993 à 2008, DREES ; calculs auteur

**Tableau 4 - Évolution du montant de pension moyen  
d'une génération par rapport à celle née un an plus tôt,  
selon diverses méthodes d'estimation**

		Moyenne parmi les générations 1924 à 1934			Moyenne parmi les générations 1934 à 1942		
		Méthode « EIR »	Méthode « EACR »	écart	Méthode « EIR »	Méthode « EACR »	écart
Hommes	RSI artisans et commerçants	1,5%	0,6%	-0,84%	-0,2%	0,1%	0,30%
	CNAV	0,1 %	0,2 %	0,02 %	0,7 %	0,5 %	-0,15 %
	Fonction publique d'État civile	0,6 %	0,5 %	-0,05 %	1,1 %	1,1 %	0,02 %
	CNRACL	-0,2 %	-0,2 %	-0,01 %	1,1 %	1,1 %	0,06 %
Femmes	RSI artisans et commerçants	-0,6%	-0,8%	-0,23%	0,9%	0,6%	-0,31%
	CNAV	0,4 %	0,3 %	-0,15 %	1,7 %	1,4 %	-0,31 %
	Fonction publique d'État civile	0,4 %	0,4 %	-0,04 %	1,6 %	1,6 %	-0,06 %
	CNRACL	0,1 %	0,1 %	-0,03 %	1,0 %	1,0 %	0,05 %

Lecture : en moyenne entre les générations nées en 1924 et 1934, le montant moyen de pension versé par la CNAV à une génération est de 0,1 % plus élevé que celui de la génération née un an plus tôt, d'après l'estimation à partir des données de l'EIR, et de 0,2 % plus élevé d'après l'estimation à partir des données de l'EACR. L'écart entre ces deux estimations (arrondi à deux chiffres après la virgule) est de 0,02 point de pourcentage.

Note : la pension pour le RSI est calculée sur le champ de l'ensemble des régimes de base et complémentaires, en faisant l'hypothèse que le nombre de retraités sur ce champ est égal à la somme des retraités du RSI artisans (base) et du RSI commerçants (base).

Sources : enquêtes annuelles auprès des caisses de retraite 2003 à 2009 et EIR 1993 à 2008, DREES ; calculs auteur.

## Annexe 2 - Les éléments de calcul du montant de la pension

Les différents régimes de retraite appliquent chacun une « formule de calcul » du montant de la pension de droit direct qui leur est propre. Cette formule fait appel à divers éléments constitutifs du montant : assiette ou revenu de référence, durée validée, abattement, décote ou surcote, etc. En outre, si les termes employés peuvent se retrouver d'un régime à l'autre, les grandeurs auxquelles ils font référence sont généralement distinctes<sup>24</sup>.

Cependant, les différentes formules de calcul sont en pratique assez proches, les régimes de retraite obligatoire ayant pour la plupart une « logique » comparable. Cette comparabilité est notamment très nette en ce qui concerne les principaux régimes de base. Elle peut le sembler un peu moins entre les régimes de base et les régimes complémentaires en points, car les premiers font référence à une durée validée alors que les seconds ne le font pas explicitement. Néanmoins, d'un point de formel, rien n'empêche d'introduire cette référence à une « durée validée » pour les régimes complémentaires (il suffit pour cela d'écrire le nombre de points validés total comme le produit de la durée de carrière par le nombre de point acquis annuellement, en moyenne par année de carrière). Il est donc possible de réécrire les modalités du calcul de chaque régime, base ou complémentaire, selon une formule commune à tous. Une telle entreprise se justifie dans une optique de comparaison des niveaux de pensions et de leurs composantes.

Dans tous les régimes de base ou complémentaire, le montant de la pension peut ainsi s'écrire, selon une formule générale, comme le produit de trois termes : un taux de décote/surcote, un taux de proratisation selon la durée validée, et un montant de référence pour une « retraite pleine » :

$$Pension = TxDecSur * TxProrat * RetrPleine \quad (1)$$

À un niveau de détail un peu plus fin, certains termes peuvent eux-mêmes être décomposés :

$$Pension = \underbrace{TxDecSur}_{\text{"Coefficient de décote / surcote"}} * \left( \underbrace{CoeffMajoDuree * TxProratHorsMajo}_{\text{"Proratisation selon la durée validée"}} \right) * \left( \underbrace{TxLiq * RevenuRef}_{\text{"Retraite pleine"}} \right) \quad (2)$$

Les éléments de la formule sont les suivants :

Le taux d'abattement, ou taux de décote/surcote,  $TxDecSur$  prend en compte le fait qu'un abattement (ou « décote ») est généralement appliqué au montant des pensions liquidées avant d'avoir réuni les conditions nécessaires pour l'obtention du « taux plein ». Il prend aussi en compte la surcote appliquée dans certains régimes. Ce taux est normalisé à 1 en cas de départ sans décote ni surcote. Il est inférieur à 1 en cas de décote, et supérieur à 1 en cas de surcote.

Le fait d'isoler un coefficient de décote/surcote dans le montant de la pension prend son sens dans un système qui définit un âge normatif de référence pour le départ à la retraite (« l'âge

<sup>24</sup> On peut songer à titre d'exemple à la variété des définitions du « taux de liquidation » d'un régime à l'autre du système français de retraite. Au régime général, ce terme est égal à 50 % en cas de liquidation au taux plein (éventuellement avec surcote), et inférieur à 50 % en cas de décote, de manière proportionnelle au nombre de trimestres de décote. Dans les régimes de la fonction publique, le terme de « taux de liquidation » est également employé, mais sa valeur de référence est différente en cas de taux plein (75 % et non 50 %), et ce taux varie en outre en fonction du nombre de trimestres de décote, mais aussi en fonction du nombre de trimestres de surcote et du coefficient de proratisation selon la durée validée.

du taux plein »), tout en laissant la possibilité, dans une certaine mesure, de partir à la retraite un âge distinct de cette référence, à condition d'en assumer certaines conséquences en termes de montant de pension. Le coefficient de décote/surcote traduit alors cette « liberté de choix » de l'âge de départ à la retraite. Le fait de l'isoler dans la formule de calcul du montant de la pension permet donc, par la suite, de neutraliser l'effet des choix personnels concernant l'âge dans l'étude des montants des pensions, c'est-à-dire d'étudier les montants des pensions qui seraient observés si toutes les personnes partaient à la retraite à l'âge normatif défini par le système.

Le coefficient de proratisation  $TxProrat$  traduit le rapport de proportionnalité entre le montant de la pension versée et le nombre de trimestres validés. Ce coefficient est normalisé à 1 pour une carrière pleine, la durée de référence pour définir celle-ci étant définie par la législation pour chaque génération. Elle est ainsi de 150 trimestres pour les personnes nées en 1943 ou avant, et augmente progressivement pour les générations plus récentes, sous l'effet de la réforme des retraites de 2003. Pour certaines générations, cette durée est distincte de la durée requise pour bénéficier du « taux plein », cette dernière commençant à augmenter un peu plus tôt dans les régimes du secteur privé, sous l'effet de la réforme des retraites de 1993.

Dans les régimes de base, les trimestres validés ne sont plus pris en compte pour le calcul de la durée au-delà de la durée de référence. Le coefficient de proratisation est donc borné à 1. Pour les régimes complémentaires, ce coefficient n'a pas a priori de sens dans la législation. Il n'est introduit ici, de manière conventionnelle, que pour la comparabilité avec les régimes de base. Nous le définissons comme le ratio de la durée d'affiliation aux régimes complémentaires sur la durée de référence servant au calcul du coefficient de proratisation dans les régimes de base. Les coefficients de proratisation pour les régimes complémentaires ne sont donc pas bornés, et peuvent être supérieurs à 1. La durée d'affiliation peut par ailleurs être mesurée, par exemple, comme le nombre de trimestres validés dans les régimes de base correspondant (cf. infra).

Les nombres de trimestres validés sont généralement calculés comme somme des trimestres validés au titre de périodes d'activité ou de périodes dites « assimilées » (les trimestres validés sont alors associés à une année civile particulière et leur nombre ne peut pas dépasser 4 par an) et de majorations ou bonifications de durées (qui ne sont pas associées à une année civile particulière ou, si elles le sont, ne sont pas bornées à 4 par an : par exemple, les majorations de durée d'assurance pour enfants). Il est donc possible de définir un coefficient de proratisation correspondant aux seules périodes hors majorations  $TxProratHorsMajo$  et un coefficient multiplicatif  $CoeffMajoDuree$  (supérieur ou égal à 1) traduisant l'effet de ces majorations ou bonifications de durée. Le taux de proratisation  $TxProrat$  est le produit de ces deux termes. Cette présentation a pour intérêt de s'intéresser à la durée validée qui correspond effectivement à des périodes « réelles », cette durée étant plus comparable d'un régime à l'autre. À l'inverse, les majorations de durée peuvent être définies de manière très différente parmi les régimes, si bien qu'il est parfois préférable de neutraliser leur effet.

Le troisième terme de la formule du montant de la pension est enfin le montant de « retraite pleine »  $RetrPleine$ , qui correspond à ce que serait la pension hors effet de la décote/surcote et de la proratisation selon la durée de la carrière. Ce terme peut lui-même se décomposer comme le produit d'une assiette ou revenu de référence  $RevenuRef$  et d'un « taux de liquidation »  $TxLiq$ , constant et propre à la législation de chaque régime. Pour une pension versée par le régime général et qui n'a pas été portée au minimum contributif, le taux de liquidation vaut par exemple 50 % et le revenu de référence est, au moment de la liquidation,

égal au salaire annuel moyen (SAM), calculé comme la moyenne des revenus salariaux annuels des 25 meilleures années. Dans la fonction publique, *TxLiq* vaut 75 % et *RevenuRef* est, à la liquidation, égal au traitement indiciaire des 6 derniers mois.

Tel qu'il est défini ici, le revenu de référence n'est cependant pas systématiquement égal à celui défini par les régimes. Ainsi, lorsque les pensions sont observées plusieurs années après la date de liquidation, la revalorisation appliquée au montant des pensions est, dans la décomposition retenue, portée par *RevenuRef*. Par ailleurs, lorsque la pension a été portée au niveau d'un minimum (minimum contributif ou minimum garanti), le revenu de référence pris en compte pour le calcul de la pension n'est pas un revenu ou un salaire lié à la carrière, mais il est égal au contraire à un revenu seuil implicite (égal au quotient du seuil du minimum sur le taux de liquidation du régime).

Dans les régimes complémentaires en point, les notions de taux de liquidation et de revenu (ou assiette) de référence n'ont pas vraiment de sens, et on se contentera, dans la suite de cette étude, de considérer et d'étudier l'indicateur *RetrPleine*. Rien n'empêcherait néanmoins de définir, si on le souhaitait, un taux de liquidation, par exemple selon la formule :

$$TxLiq = NbAnnéesCarrièrePleine * \frac{Valeur\ du\ point}{Prix\ achat\ du\ point} * \frac{Taux\ de\ cotisation}{Taux\ d'appel} \quad (3)$$

### ***Cas spécifiques : pensions non proratisées selon la durée de carrière***

Les formules (1) et (2) peuvent poser problèmes dans certains cas spécifiques où un minimum de pension est servi en appliquant une proratisation selon la durée validée qui n'est pas rigoureusement identique à celle qui serait appliquée hors minimum. Le principal exemple est celui du minimum garanti dans les régimes de la fonction publique : jusqu'à 2004, ce minimum était servi entier à partir de 25 années de carrières, soit moins que les 37,5 années définissant la durée de référence d'une carrière complète. La proratisation du minimum garanti a par la suite été modifiée, sous l'effet de la réforme des retraites de 2003, mais le coefficient de proratisation considéré reste différent de celui des pensions hors minimum. Deux autres exemples, un peu plus anecdotiques, peuvent être cités. Pour les anciens affiliés du privé liquidant avant 1983, la pension pouvait être portée au minimum de pension AVTS (« allocation aux vieux travailleurs salariés »). Celui-ci était servi entier pour une durée de carrière au moins égale à 15 années (60 trimestres), et réduit en proportion pour les durées inférieures. Pour les anciens salariés de la fonction publique reconnus invalides à plus de 60 %, le « taux de liquidation » (au sens donné à ce terme par les régimes du public) ne peut être inférieur à 50 %. Cela revient à considérer que le taux de proratisation considéré est au minimum de deux tiers (50/75), même si la durée validée représente moins de deux tiers de la durée de référence pour la proratisation.

Il n'existe pas de manière unique de concilier ces situations avec les formules générales (1) et (2), la manière retenue n'étant qu'affaire de convention. Deux choix peuvent être réalisés : soit conserver un même coefficient de proratisation calculé en fonction de la durée effectivement validée, que la pension soit portée au minimum garanti ou non ; soit considérer que l'application du minimum garanti conduit à accorder une bonification de coefficient de proratisation, en plus de modifier le montant de la retraite pleine. La première solution impliquerait que le montant de retraite pleine implicite puisse être supérieur au montant du minimum garanti servi entier. Ce n'est pas la solution qui est retenue dans cette étude. On retiendra plutôt l'hypothèse que, lorsqu'une pension est portée au minimum garanti, c'est la

proratisation de ce minimum garanti qui définit le coefficient de proratisation  $TxProrat$ , et non le ratio entre la durée effectivement validée et la durée de référence. Cette modification du taux de proratisation sera considérée comme une « majoration », au même titre que les majorations et bonifications de durée. Elle sera donc incluse dans le terme multiplicatif  $CoeffMajoDuree$ .

Prenons l'exemple d'un fonctionnaire ayant validé 25 années (sans aucune majoration ni bonification de durée). Si sa pension est portée au niveau du minimum garanti servi entier, son coefficient de proratisation sera implicitement de 1 :

$$TxProrat = 1$$

La contribution de sa durée validée hors majoration reste cependant calculée à partir de sa durée validée réelle :

$$TxProratHorsMajo = \frac{25}{37,5} \approx 0,66$$

Et la contribution du minimum garanti sera considérée comme une majoration de taux de proratisation (à l'instar des majorations de durée) :

$$CoeffMajoDuree = \frac{1}{\frac{25}{37,5}} = 1,5$$

### **Mesure des composantes de la pension**

Dans les données de l'échantillon interrégimes de retraités (EIR) de 2008, le montant de la pension, les éléments permettant le calcul du taux d'abattement (nombre de trimestres de décote et de surcote, ...) et les diverses durées (nombre de trimestres validés hors majorations, majorations de durée, ...) sont observés. Les variables  $Pension$ ,  $TxDecSur$  et  $TxProrat$  sont donc directement extraites des données.

Le montant de la retraite pleine et le revenu de référence pourraient également être, dans la plupart des cas, recalculés à partir des informations renseignées dans les données, mais l'information est parfois manquante pour certains retraités et le calcul peut dans certains cas s'avérer complexe. Dans cette étude, ces composantes ont donc été estimées à partir du montant de la pension et des deux autres composantes :

$$RetrPleine = \frac{Pension}{TxDecSur * TxProrat} \quad (4)$$

On peut, de manière similaire, définir une « retraite pleine hors minimum », puisque les régimes de retraite renseignent dans l'EIR le différentiel de pension lié au minimum contributif ou garanti :

$$RetrPleine^{hors\ minimum} = \frac{Pension - \Delta Pension^{minimum}}{TxDecSur * TxProrat} \quad (5)$$

Pour les régimes complémentaires, la durée de carrière a été estimée à partir des nombres de trimestres validés, hors majorations de durée, dans les régimes de base correspondant. Par exemple, le coefficient de proratisation pour le régime complémentaire obligatoire des non-salariés agricoles est calculé comme égal au nombre de trimestres validés (hors majorations) au régime de base de la MSA non-salariés.

L'estimation est plus complexe pour les régimes complémentaires des salariés du privé, dans la mesure où il y a d'une part plusieurs régimes de base correspondant (régime général et MSA salariés, notamment) et où d'autre part différentes configurations d'affiliation sont possibles lorsque les personnes cotisent dans ces régimes de base (ARRCO seule, ARRCO et AGIRC, IRCANTEC, voire aucun régime complémentaire). Pour cette raison, les trois régimes complémentaires de salariés du privé seront étudiés conjointement, en agrégeant les pensions versées par l'ARRCO, l'AGIRC et l'IRCANTEC. La durée correspondante validée en tant que « salarié du privé » sera mesurée à partir des trimestres validés à la CNAV et à la MSA salariés. Si un retraité a validé dans un seul de ces deux régimes, le nombre de trimestres validés hors majoration sera directement observé dans les données de ce régime. S'il est polypensionné de ces deux régimes mais d'aucun autre régime de base, la durée totale comme salarié du privé est estimée à partir de la durée d'assurance tous régimes. Dans les rares cas restant, la durée est approchée par la somme des durées validées à la CNAV et à la MSA salariés (hors majorations dans les deux cas). Elle peut alors être légèrement surestimée si le retraité a, au cours d'une ou plusieurs années de sa carrière, validé des trimestres concomitamment dans les deux régimes. Nous négligeons par ailleurs l'effet des autres situations possibles, très minoritaires, impliquant l'un ou l'autre des régimes de salariés du privé (par exemple les affiliations à la CANSSM et à l'ARRCO, ou bien à la CNAV et à l'IRCEC).

Notons que le fait de mesurer la durée dans les régimes complémentaires à partir de la durée validée dans les régimes de base correspondant revient à faire l'hypothèse que les anciens salariés sont systématiquement affiliés aux premiers lorsqu'ils le sont aux seconds, et cela même avant la généralisation des régimes complémentaires. Par exemple, un salarié qui valide des droits à la CNAV, au titre d'un emploi effectué avant les années 1970 et dans une entreprise qui n'est affiliée aucun régime complémentaire, est dans cette étude considéré comme étant quand même implicitement affilié à l'Agirc et à l'Arrco, sur la base d'un taux de cotisation nul. La montée en charge progressive des effets de la généralisation des régimes complémentaires se traduira donc par une hausse du montant de retraite pleine, et non par une hausse du taux de proratisation moyen. Dans le même ordre d'idée, les périodes d'affiliation à l'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF) permettent de valider des trimestres au régime général, et sont donc implicitement considérées ici parmi les périodes d'affiliation aux régimes complémentaires, bien qu'aucun droit n'y soit validé. La hausse de l'AVPF parmi les durées validées par les femmes se traduit donc mécaniquement par une baisse, ou tout le moins une moindre progression, du montant moyen de retraite pleine.

### *Extension des formules aux cas « interrégimes »*

On peut vouloir estimer des formules de type (1), (2), (4) et (5) sur des ensembles interrégimes, soit pour étudier la pension totale (bases et complémentaires) associées à certains types d'emploi (salariés du privé, indépendants, etc.), soit dans le cadre des pensions tous régimes confondus. La transcription des formules n'est certes pas immédiate, dans la mesure où les composantes tous régimes ne peuvent pas être directement calculées à partir de leur équivalent dans chaque régime, mais elle peut être réalisée en procédant par étape.

Prenons le cas, par exemple, d'un ancien salarié (monoaffilié) de la CNAV, affilié par ailleurs à l'un ou plusieurs des régimes complémentaires AGIRC, ARRCO et IRCANTEC. Les montants de pension et les taux de décote/surcote dans chaque régime sont directement observés dans les données de l'EIR. Comme on l'a vu ci-dessus, les taux de proratisation à la



CNAV et dans les régimes complémentaires (pris dans leur ensemble) sont exprimés à partir des durées validées renseignées par la CNAV :

$$TxProrat_{CNAV} = \min\left(1; \frac{NTrim_{CNAV} + MDA_{CNAV}}{NTrimRéf}\right) \text{ pour le régime de base, et}$$

$$TxProrat_{compl} = \frac{NTrim_{CNAV}}{NTrimRéf} \text{ pour les complémentaires}$$

Le montant de retraite pleine pour l'ensemble base+complémentaire peut donc être calculé simplement comme la somme des retraites pleines dans chaque régime<sup>25</sup> :

$$RetrPleine_{salarie\ privé} = \frac{\left(\frac{Pension_{CNAV}}{TxDecSur_{CNAV}}\right)}{TxProrat_{CNAV}} + \frac{\sum_{c \in \{ARRCO, AGIRC, IRCANTEC\}} \frac{Pension_c}{TxDecSur_c}}{TxProrat_{compl}} \quad (6)$$

Les autres composantes de la pension sur l'ensemble consolidé base+complémentaire peuvent, de même, être exprimés, en se référant à chaque fois aux formules (1) et (2). Ainsi :

$$TxProrat_{salarie\ privé} = \frac{\left(\frac{Pension_{CNAV}}{TxDecSur_{CNAV}} + \sum_{c \in \{ARRCO, AGIRC, IRCANTEC\}} \frac{Pension_c}{TxDecSur_c}\right)}{RetrPleine_{salarie\ privé}} \quad (7)$$

Et :

$$TxDecSur_{salarie\ privé} = \frac{\left(Pension_{CNAV} + \sum_{c \in \{ARRCO, AGIRC, IRCANTEC\}} Pension_c\right)}{TxProrat_{salarie\ privé} * RetrPleine_{salarie\ privé}} \quad (8)$$

Les taux de proratisation et de décote/surcote sur l'ensemble « salariés du privé » correspondent ainsi à une moyenne des taux dans chaque régime, selon une pondération spécifique qui dérive du poids de la retraite pleine dans chacun des régimes<sup>26</sup>.

Une démarche similaire peut être appliquée pour calculer les éléments de la pension tous régimes d'une personne ayant plusieurs régimes de base. Il est simplement nécessaire, pour cela, de faire une hypothèse supplémentaire en ce qui concerne le calcul du taux de proratisation tous régimes.

Ce taux sera calculé, hors majorations de durée d'assurance, à partir de la durée d'assurance tous régimes, (en considérant qu'il n'est pas borné à 1) :

$$TxProratHorsMajo_{tous\ régime} = \frac{DureeAssurance_{tous\ régime} - \sum_{b \in \text{régime de base}} MDA_b}{NTrimRéf}$$

Les formules équivalentes à (6), (7) et (8) se dérivent ensuite, en faisant intervenir les coefficients de majoration de durée *CoeffMajoDuree* pour chacun des régimes de base (pour les régimes complémentaires, ces coefficients sont par constructions égaux à 1) :

<sup>25</sup> Ce calcul est légitime du fait de la cotisation simultanée des salariés du privé au régime de base et aux régimes complémentaires.

<sup>26</sup> On combinant formules (1) et (7), on voit par exemple que le taux de proratisation sur l'ensemble base+complémentaire est égal à la moyenne des taux de proratisation de la base et des complémentaires, pondérés par la retraite pleine dans chaque régime.

$$Re\ trPleine_{\text{tous régimes}} = \frac{\sum_{b \in \{base\}} \frac{Pension_b}{TxDecSur_b * CoeffMajoDuree_b} + \sum_{c \in \{complémentaires\}} \frac{Pension_c}{TxDecSur_c}}{Tx\ Pr\ oratHorsMajo_{\text{tous régimes}}} \quad (6')$$

$$Tx\ Pr\ orat_{\text{tous régimes}} = \frac{\left( \sum_{b \in \{base\}} \frac{Pension_b}{TxDecSur_b} + \sum_{c \in \{complémentaires\}} \frac{Pension_c}{TxDecSur_c} \right)}{Re\ trPleine_{\text{tous régimes}}} \quad (7')$$

Et enfin :

$$TxDecSur_{\text{tous régimes}} = \frac{\left( \sum_{b \in \{base\}} Pension_b + \sum_{c \in \{complémentaires\}} Pension_c \right)}{Tx\ Pr\ orat_{\text{tous régimes}} * Re\ trPleine_{\text{tous régimes}}} \quad (8')$$

### ***Les limites des comparaisons entre régimes***

Il convient de rappeler pour terminer que, même si l'on cherche à rendre les différentes composantes de la pension aussi comparables que possible d'un régime à l'autre, une comparabilité absolue ne peut pas être assurée. En particulier, le taux de proratisation, traduisant la proportionnalité entre montant de la retraite et durée de la carrière, est défini à partir du nombre de trimestres validés : or celui-ci peut, à durée de carrière effective donnée, différer d'un régime à l'autre, autant que les modes de validation de trimestres diffèrent.

On peut, pour illustrer ce point par un exemple, songer à la prise en compte des périodes de temps partiel pour les salariés du privé et du public. Pour les premiers, le temps partiel implique des points validés moins nombreux dans les régimes complémentaires et, éventuellement, un salaire annuel moyen plus faible au régime de base (si la période de temps partiel fait partie des 25 meilleures années). Dans les décompositions (1) et (2), il se traduit donc par une diminution du revenu de référence *RevenuRef* et de la « retraite pleine » *RetrPleine*, mais est sans effet sur les autres composantes de la pension. Pour les salariés du public, en revanche, le temps partiel se traduit par une prise en compte de la durée effective au prorata de la quotité de temps partiel. Il implique donc ces coefficients de proratisation *TxProrat* et *TxProratHorsMajo* plus faibles (comme si la « durée de carrière » était plus courte que sa durée effective), mais est sans effet sur le revenu de référence et la valeur de la retraite pleine.

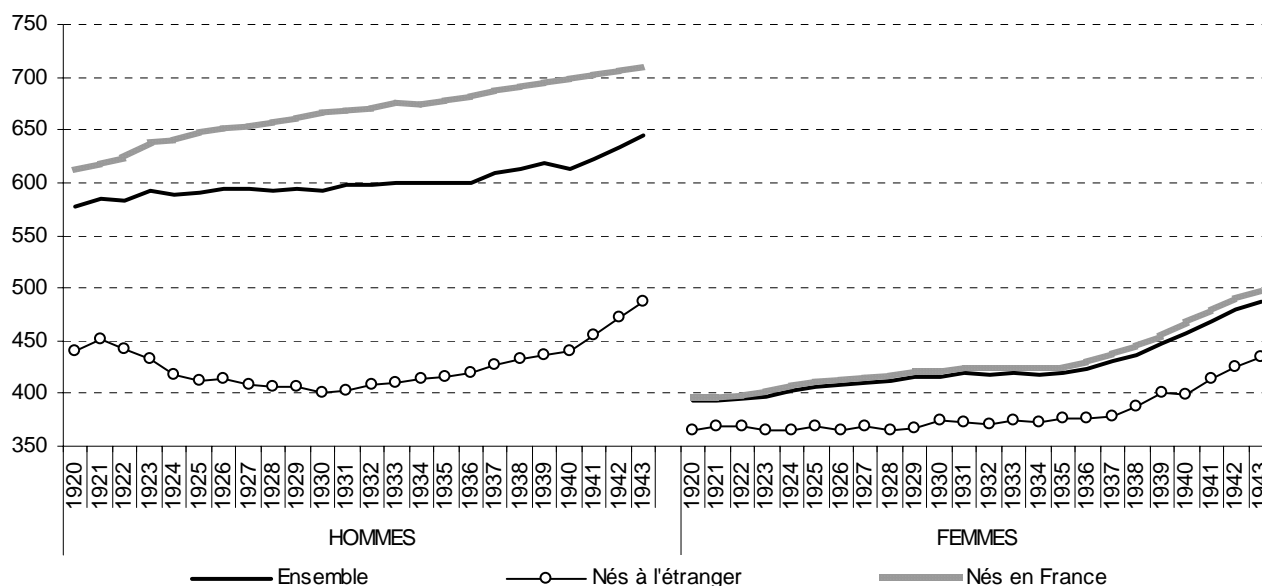
## Annexe 3 - Une décomposition par régression en effets âges et effets génération

Dans cette annexe, on présente des niveaux de pensions « corrigés des effets d'âge », c'est-à-dire des niveaux de pension moyenne par génération qui seraient observés si toutes les générations étaient observées simultanément à l'âge de 66 ans. Ou plus précisément : avec les caractéristiques moyennes des retraités en vie à cet âge-là (cf. annexe 1).

L'estimation est réalisée à partir des données de l'enquête annuelle auprès des caisses de retraite (EACR). L'information est la même que celle présentée dans le texte principal de cette étude sous la forme de taux d'évolution du montant de pension d'une génération à l'autre, la seule différence étant l'indicateur présenté.

**Graphique 26 - Pensions mensuelles moyennes au régime général, selon le lieu de naissance**  
(pensions corrigées de la mortalité et des liquidations après 66 ans)

En euros de 2009

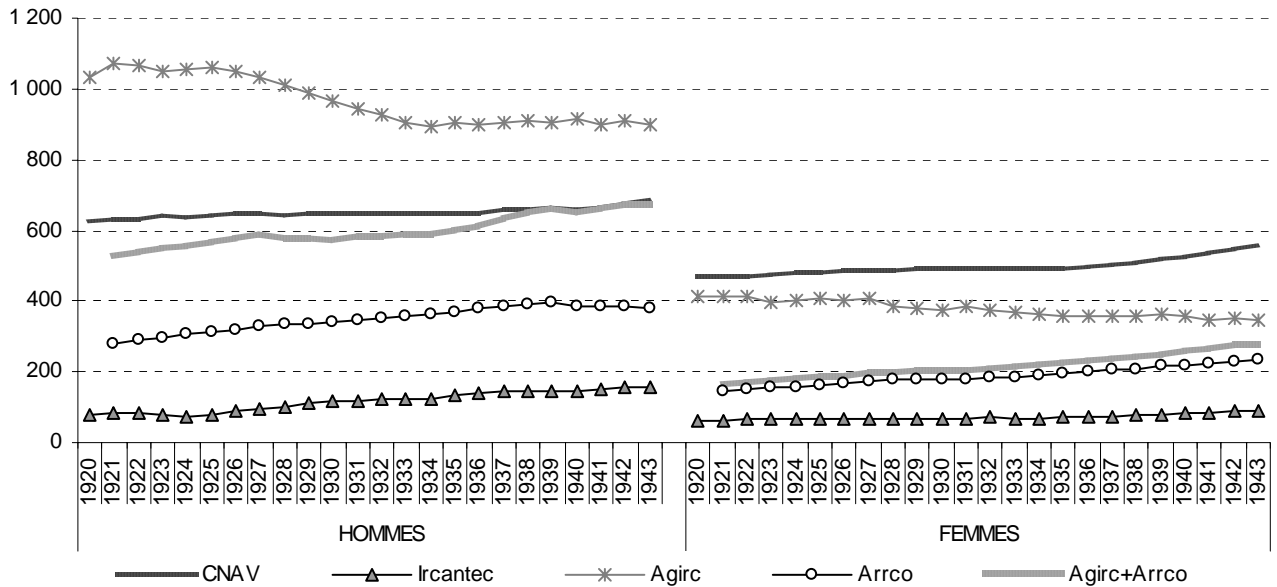


Champ : avantage principal de droit direct de retraités de la CNAV, quel que soit leur lieu de naissance ; données corrigées pour être représentatives des pensions perçues à 66 ans.

Sources : enquêtes annuelles auprès des caisses de retraite 2003 à 2009, DREES ; calculs auteurs pour la correction des effets d'âge.

**Graphique 27 - Pensions mensuelles moyennes versées par les régimes complémentaires de salariés**  
(pensions corrigées de la mortalité et des liquidations après 66 ans)

En euros de 2009



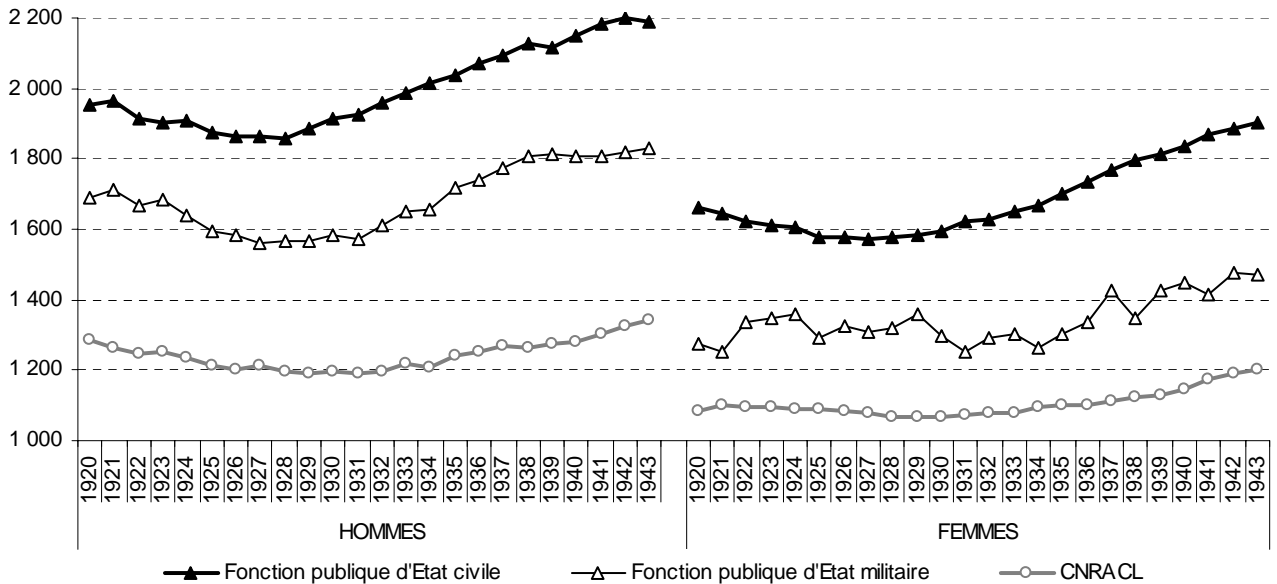
Note : Pour l'ARRCO, l'estimation n'est pas disponible pour la génération 1920, du fait de valeurs aberrantes dans les données observées. La pension moyenne pour l'ensemble « Agirc+Arrco » est calculée en rapportant, pour chaque sexe et génération, le total des versements de ces deux régimes à l'effectif de retraités de l'Arrco.

Champ : pension totale des retraités (y compris accessoires et réversion) des retraités, quel que soit leur lieu de naissance ; données corrigées pour être représentatives des pensions perçues à 66 ans

Sources : enquêtes annuelles auprès des caisses de retraite, DREES ; calculs auteurs pour la correction des effets d'âge

**Graphique 28 - Pensions mensuelles moyennes versées par les régimes de la Fonction publique**  
(pensions corrigées de la mortalité et des liquidations après 66 ans)

En euros de 2009



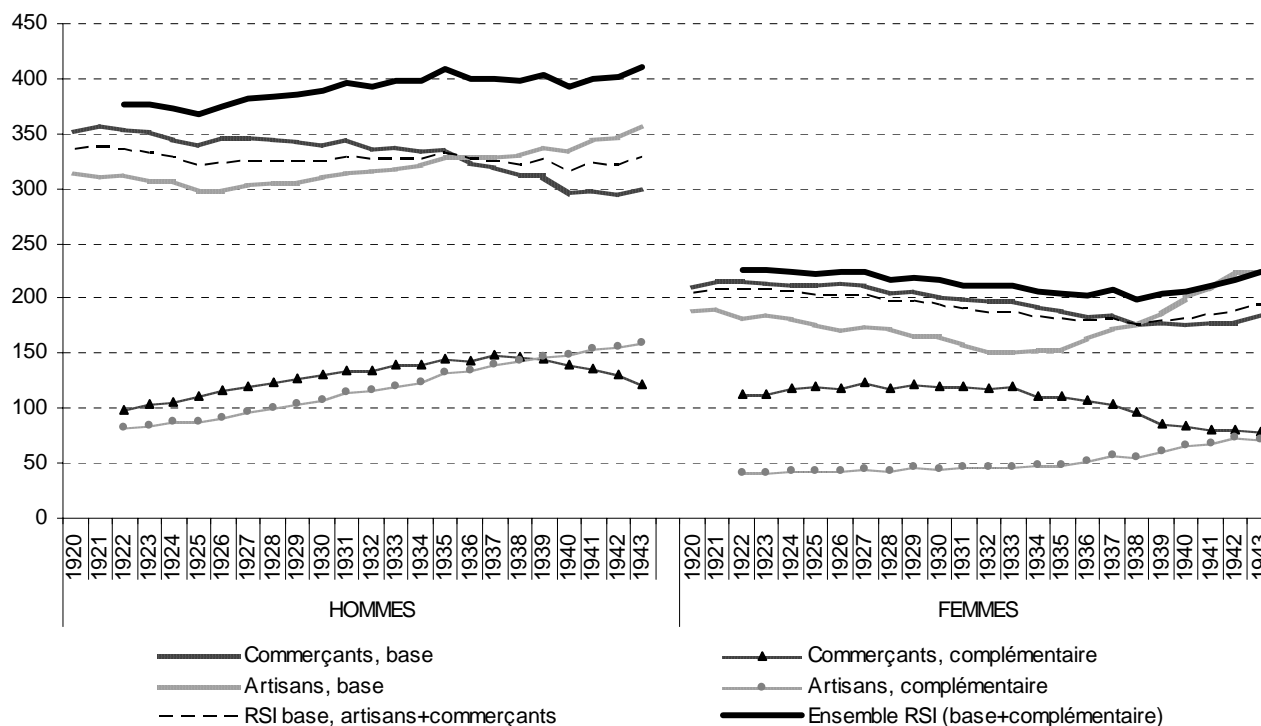
Champ : avantage principal de droit direct des retraités, quel que soit leur lieu de naissance ; données corrigées pour être représentatives des pensions perçues à 66 ans.

Sources : enquêtes annuelles auprès des caisses de retraite, DREES ; calculs auteurs pour la correction des effets d'âge.

### Graphique 29 - Pensions mensuelles moyennes versées par les régimes de base et complémentaire du RSI

(pensions corrigées de la mortalité et des liquidations après 66 ans)

En euros de 2009



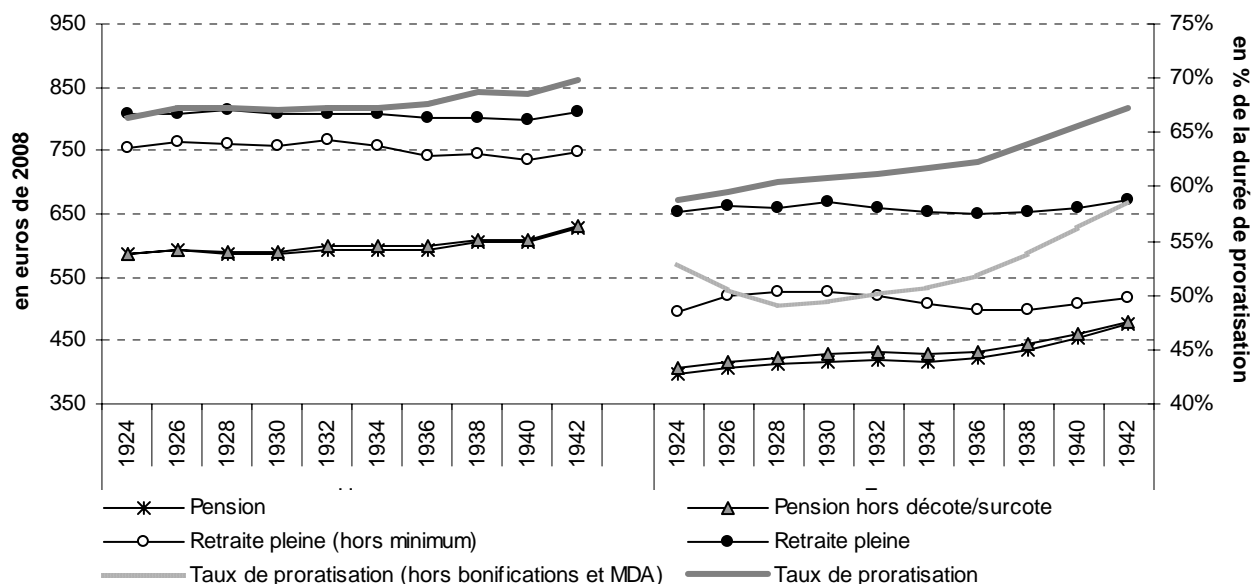
Champ : avantage principal de droit direct des retraités, quel que soit leur lieu de naissance ; données corrigées pour être représentatives des pensions perçues à 66 ans.

Note : les montants de pension sur l'ensemble du RSI artisans et commerçants (régimes de base seuls, ou ensemble base+complémentaires) sont rapportés à la somme des effectifs des deux régimes de base. Cela revient donc à faire l'hypothèse que les retraités du RSI sont soit anciens artisans, soit anciens commerçants (sans intersection entre les deux champs) et que toutes les personnes percevant une pension du régime de base sont affiliées au régime complémentaire (éventuellement avec un montant de pension nul).

Sources : enquêtes annuelles auprès des caisses de retraite, DREES ; calculs auteurs pour la correction des effets d'âge.

## Annexe 4 - Niveaux de pension corrigés de la mortalité différentielle dans l'EIR de 2008

Graphique 30 - Principaux éléments de la pension  
Régime général (CNAV)

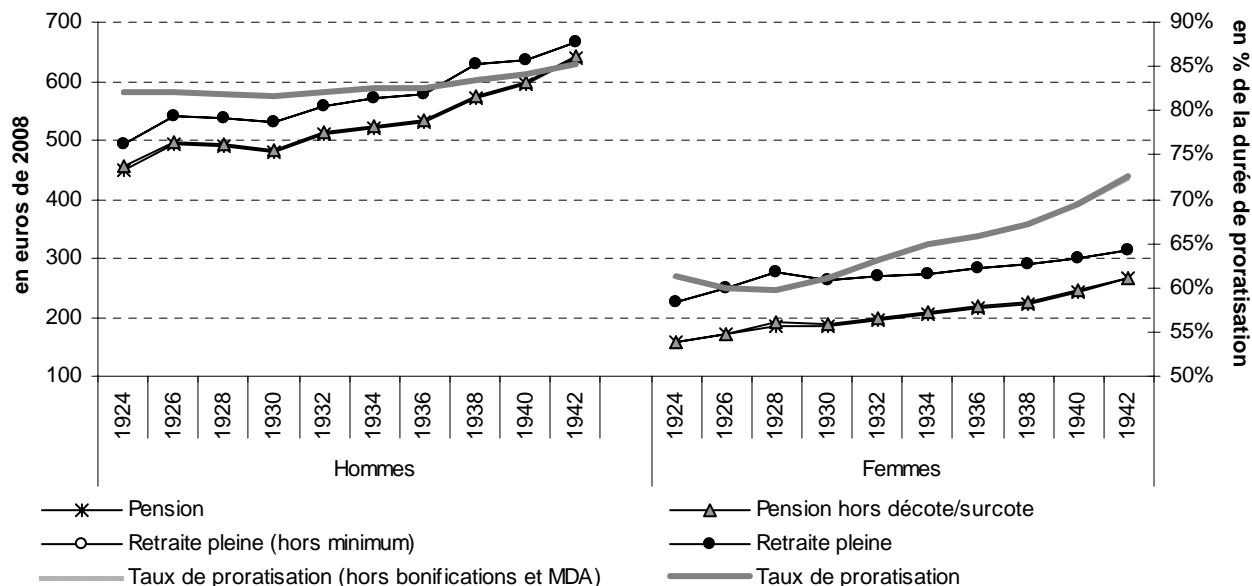


Lecture : Les montants monétaires (pension et retraite pleine) sont représentés sur l'échelle de gauche. Les taux de proratisation (avec et hors bonifications de durée et MDA) le sont sur l'échelle de droite. Ils sont exprimés en pourcentage de la durée de référence pour la proratisation, définie par la législation et propre à la génération.

Champ : retraités de droit direct anciens affiliés à la CNAV (pondérés pour être représentatifs des retraités de la génération en vie à l'âge de 66 ans).

Sources : DREES, EIR 2008 ; calculs auteur pour les pondérations corrigées.

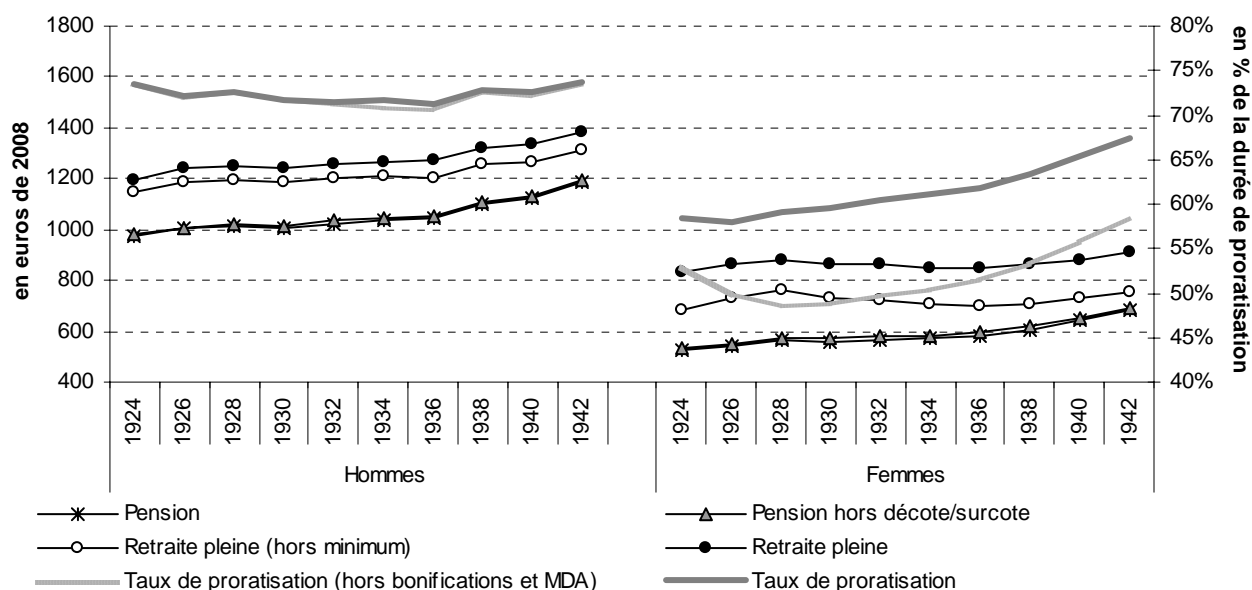
Graphique 31 - Principaux éléments de la pension  
Régimes complémentaires de salariés (Arrco, Agirc et Ircantec)



Lecture : Les montants monétaires (pension et retraite pleine) sont représentés sur l'échelle de gauche. Les taux de proratisation (avec et hors bonifications de durée et MDA) le sont sur l'échelle de droite. Ils sont exprimés en pourcentage de la durée de référence pour la proratisation, définie par la législation et propre à la génération.

Champ : retraités de droit direct anciens affiliés à l'un au moins des régimes complémentaires de salariés (pondérés pour être représentatifs des retraités de la génération en vie à l'âge de 66 ans). Source : DREES, EIR 2008 ; calculs auteur pour les pondérations corrigées.

**Graphique 32 - Principaux éléments de la pension  
Régimes de base (CNAV, MSA salariés) et complémentaires des salariés du privé**

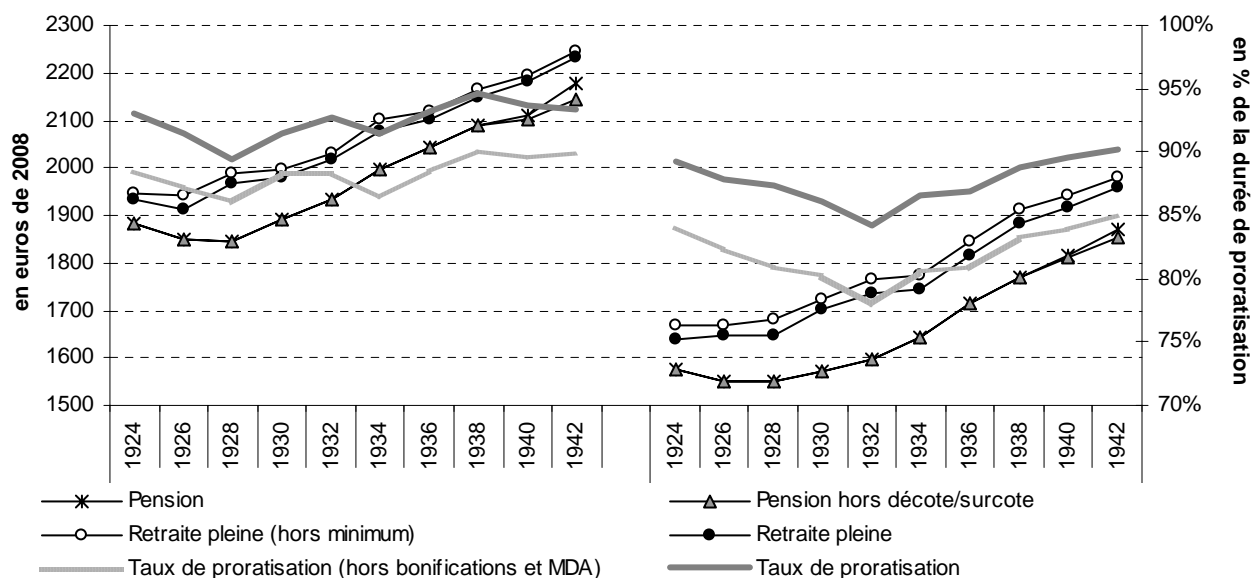


Lecture : Les montants monétaires (pension et retraite pleine) sont représentés sur l'échelle de gauche. Les taux de proratisation (avec et hors bonifications de durée et MDA) le sont sur l'échelle de droite. Ils sont exprimés en pourcentage de la durée de référence pour la proratisation, définie par la législation et propre à la génération.

Champ : retraités de droit direct anciens salariés du privé (pondérés pour être représentatifs des retraités de la génération en vie à l'âge de 66 ans). Régimes de base : CNAV et MSA salariés ; régimes complémentaires : Arrco, Agirc et Ircantec. Un retraité est considéré comme ancien salarié du privé s'il perçoit une pension en rente d'au moins l'un de ces régimes. L'appellation « salarié du privé » est en réalité impropre, puisque les agents non titulaires de la fonction publique (affiliés à la CNAV et à l'Ircantec) font également partie du champ.

Sources : DREES, EIR 2008 ; calculs auteur pour les pondérations corrigées.

**Graphique 33 - Principaux éléments de la pension Fonction publique d'État civile (SRE)**

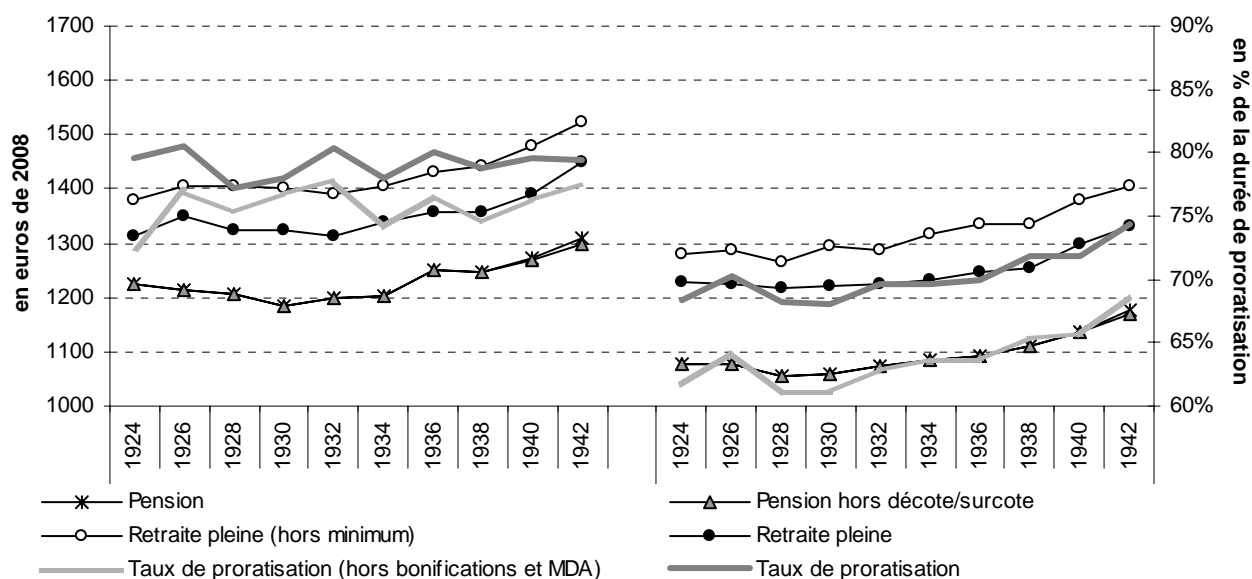


Lecture : Les montants monétaires (pension et retraite pleine) sont représentés sur l'échelle de gauche. Les taux de proratisation (avec et hors bonifications de durée et MDA) le sont sur l'échelle de droite. Ils sont exprimés en pourcentage de la durée de référence pour la proratisation, définie par la législation et propre à l'année d'ouverture des droits. Le fait que le montant moyen de retraite pleine hors minimum soit plus élevé que le montant moyen de retraite pleine (y compris minimum) est lié à la convention de calcul de ces termes (cf. annexe 2).

Champ : retraités de droit direct anciens affiliés de la fonction publique d'État civile (pondérés pour être représentatifs des retraités de la génération en vie à l'âge de 66 ans).

Sources : DREES, EIR 2008 ; calculs auteur pour les pondérations corrigées.

**Graphique 34 - Principaux éléments de la pension  
CNRACL**

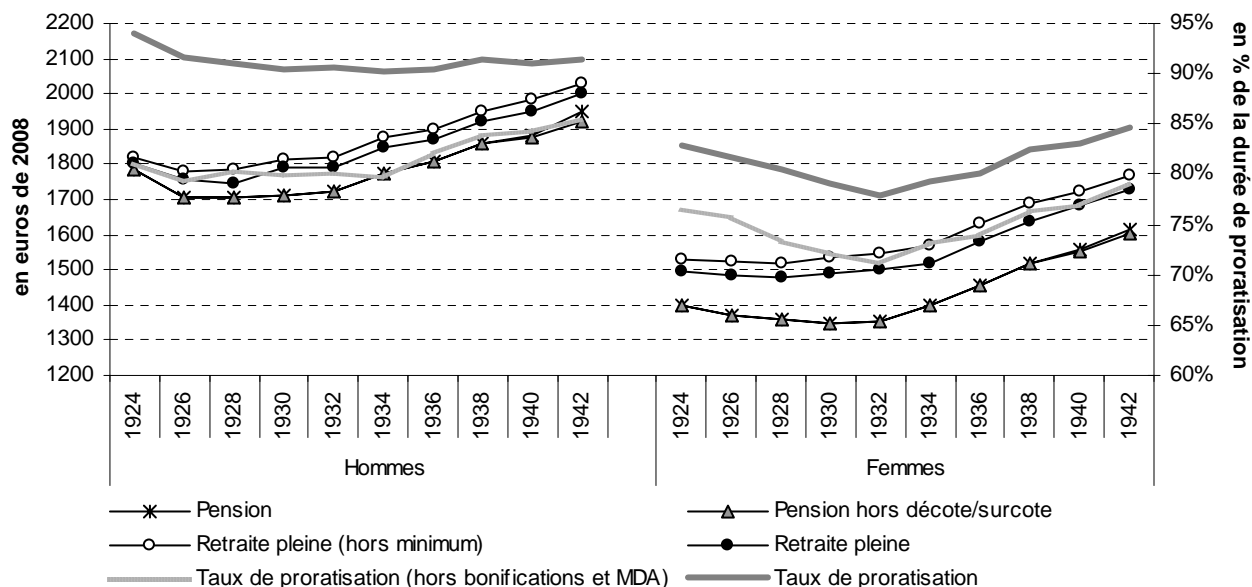


Lecture : Les montants monétaires (pension et retraite pleine) sont représentés sur l'échelle de gauche. Les taux de proratisation (avec et hors bonifications de durée et MDA) le sont sur l'échelle de droite. Ils sont exprimés en pourcentage de la durée de référence pour la proratisation, définie par la législation et propre à l'année d'ouverture des droits. Le fait que le montant moyen de retraite pleine hors minimum soit plus élevé que le montant moyen de retraite pleine (y compris minimum) est lié à la convention de calcul de ces termes (cf. annexe 2).

Champ : retraités de droit direct anciens affiliés à la CNRACL (fonctions publiques territoriale et hospitalière), pondérés pour être représentatifs des retraités de la génération en vie à l'âge de 66 ans.

Sources : DREES, EIR 2008 ; calculs auteur pour les pondérations corrigées.

**Graphique 35 - Principaux éléments de la pension  
Salariés du public (SRE civil et militaire, CNRACL, FSPOEIE)**



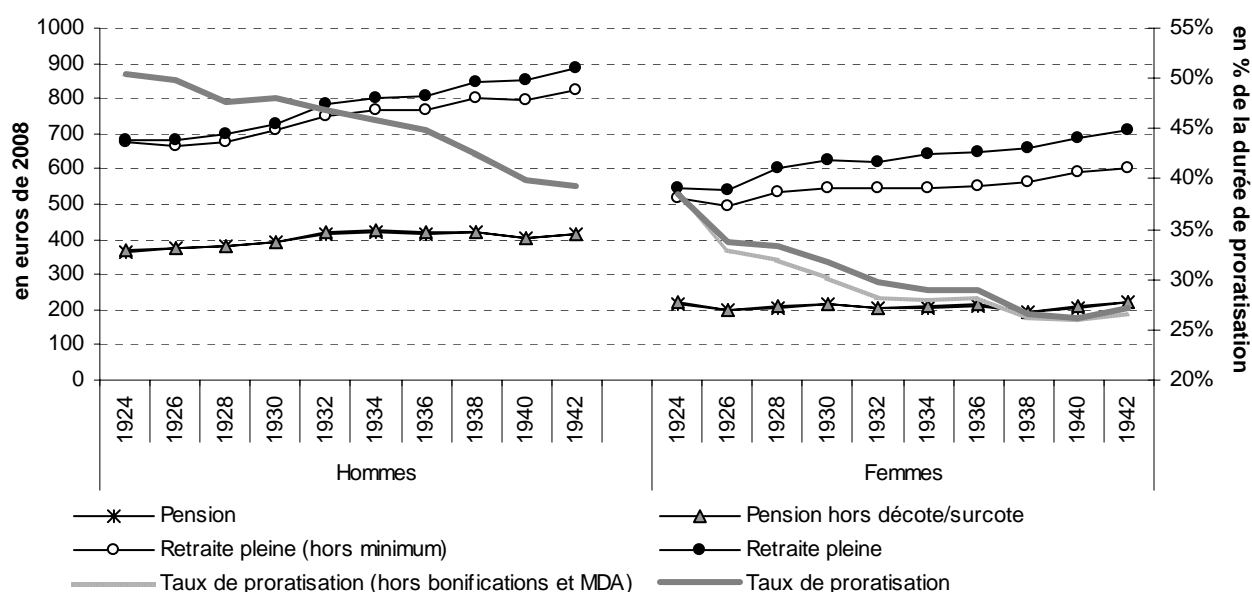
Lecture : Les montants monétaires (pension et retraite pleine) sont représentés sur l'échelle de gauche. Les taux de proratisation (avec et hors bonifications de durée et MDA) le sont sur l'échelle de droite. Ils sont exprimés en pourcentage de la durée de référence pour la proratisation, définie par la législation et propre à l'année d'ouverture des droits. Le fait que le montant moyen de retraite pleine hors minimum soit plus élevé que le montant moyen de retraite pleine (y compris minimum) est lié à la convention de calcul de ces termes (cf. annexe 2).

Champ : retraités de droit direct anciens fonctionnaires (pondérés pour être représentatifs des retraités de la génération en vie à l'âge de 66 ans).

Sources : DREES, EIR 2008 ; calculs auteur pour les pondérations corrigées.



**Graphique 36 - Principaux éléments de la pension  
Régimes de base et complémentaire du RSI (commerçants et artisans)**

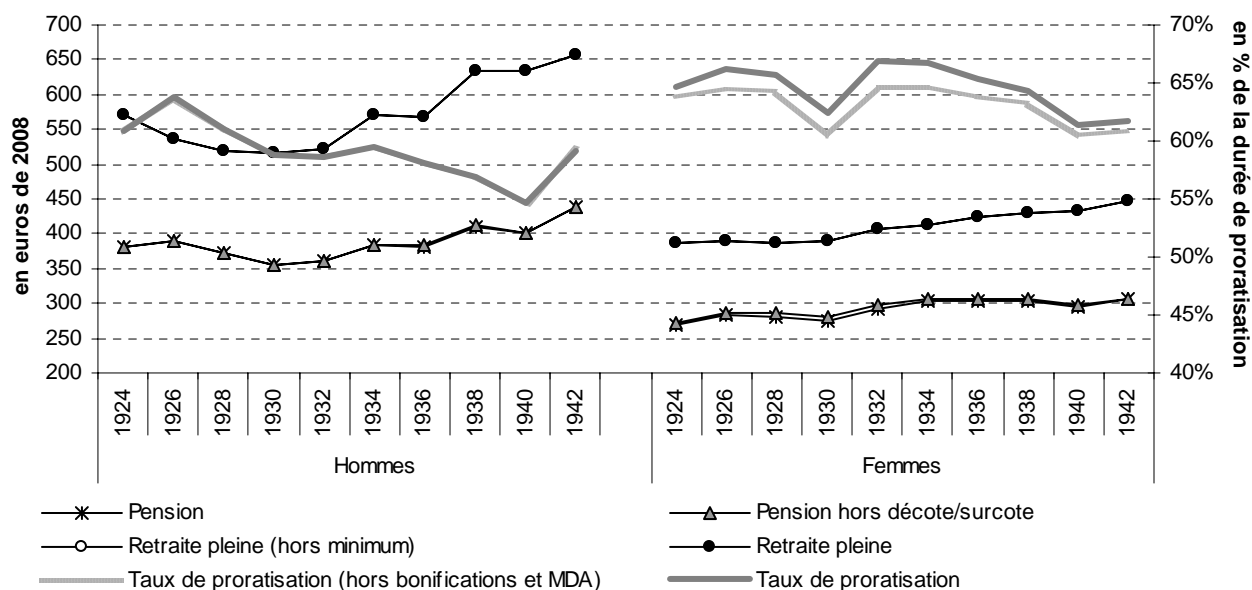


Lecture : Les montants monétaires (pension et retraite pleine) sont représentés sur l'échelle de gauche. Les taux de proratisation (avec et hors bonifications de durée et MDA) le sont sur l'échelle de droite. Ils sont exprimés en pourcentage de la durée de référence pour la proratisation, définie par la législation et propre à la génération.

Champ : retraités de droit direct anciens artisans ou commerçants (pondérés pour être représentatifs des retraités de la génération en vie à l'âge de 66 ans). Un retraité est considéré comme ancien artisan ou commerçant s'il perçoit une pension en rente d'au moins l'un des régimes de base ou complémentaire du RSI.

Sources : DREES, EIR 2008 ; calculs auteur pour les pondérations corrigées.

**Graphique 37 - Principaux éléments de la pension  
Régime de base et complémentaire des non-salariés agricoles (MSA)**

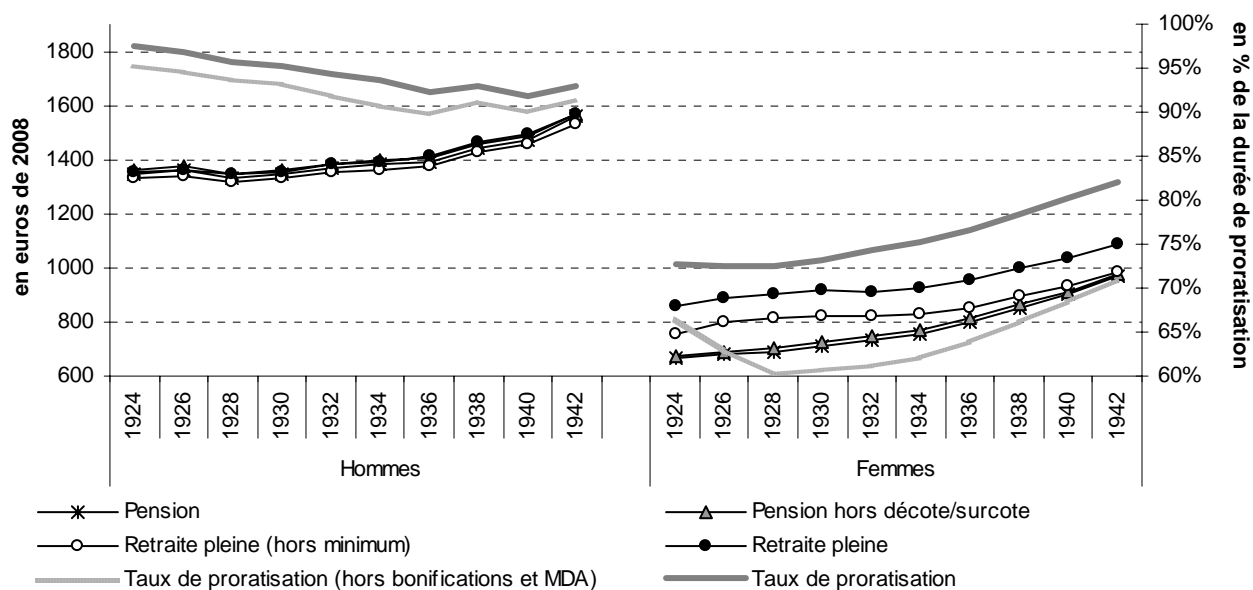


Lecture : Les montants monétaires (pension et retraite pleine) sont représentés sur l'échelle de gauche. Les taux de proratisation (avec et hors bonifications de durée et MDA) le sont sur l'échelle de droite. Ils sont exprimés en pourcentage de la durée de référence pour la proratisation, définie par la législation et propre à la génération.

Champ : retraités de droit direct anciens non-salariés agricoles (pondérés pour être représentatifs des retraités de la génération en vie à l'âge de 66 ans).

Sources : DREES, EIR 2008 ; calculs auteur pour les pondérations corrigées.

**Graphique 38 - Principaux éléments de la pension  
Tous régimes de base et complémentaire**



Lecture : Les montants monétaires (pension et retraite pleine) sont représentés sur l'échelle de gauche. Les taux de proratisation (avec et hors bonifications de durée et MDA) le sont sur l'échelle de droite. Ils sont exprimés en pourcentage de la durée de référence pour la proratisation, définie par la législation et propre à la génération ou à l'année d'ouverture des droits.

Champ : retraités de droit direct d'au moins un régime de base ou complémentaire français (pondérés pour être représentatifs des retraités de la génération en vie à l'âge de 66 ans).

Sources : DREES, EIR 2008 ; calculs auteur pour les pondérations corrigées.