



CNRS UMR 7235 – Université de Paris Ouest Nanterre La Défense

## **Ecart de retraite entre les hommes et les femmes dans le privé et le public**

**Programme CHA/IRES**

***Rapport final***

*Février 2018*

**Dominique Meurs (dir.), (EconomiX Paris Ouest et Ined)**

dominique.meurs@ined.fr

**Carole Bonnet (Ined),**

**Benoit Rapoport (Paris 1 et Ined)**

*Cette recherche a pu être réalisée grâce au soutien de l'Unsa Education avec le concours de l'Ires*

## Contenu

RESUME NON TECHNIQUE.....	5
Introduction.....	18
Chapitre 1. Données et statistiques descriptives.....	21
1.1. Introduction.....	21
1.2. Données et catégories de régimes de retraite retenues pour l'étude.....	21
1.3. Changements et améliorations apportés depuis le premier rapport.....	22
1.4. Ecart de pensions entre les hommes et les femmes à la moyenne et aux principaux quantiles.....	24
1.5 Distribution des principales caractéristiques.....	28
Conclusion.....	32
Chapitre 2. Décomposition des écarts de retraite entre hommes et femmes par régime.....	33
2.1 Introduction.....	33
2.2. La décomposition des écarts à la moyenne selon les caractéristiques individuelles.....	33
2.3. Résultats.....	34
2.4. Décomposition aux différents quantiles.....	37
Chapitre 3. Rôle des différentes composantes et des éléments de calculs des pensions dans les dispersions des retraites des hommes et des femmes.....	45
3.1. Introduction.....	45
3.2. Les mesures de la dispersion des pensions avec l'indice de Gini.....	45
3.3. Décomposition du coefficient de Gini par sources de revenu.....	49
3.4. Décomposition du coefficient de Gini par éléments de calcul de la pension.....	53
3.4.1. Méthodologie.....	53
3.4.2. Résultats.....	53
Conclusion.....	56
Chapitre 4. Décomposition des variations 2008/2012 de l'écart moyen des retraites entre les hommes et les femmes.....	57
4.1. Introduction.....	57
4.2. Méthodologie de décomposition des variations des écarts à la moyenne.....	58
4.3. Résultats des décompositions des écarts moyens entre 2008 et 2012.....	59
4.3.1 Résultats pour l'ensemble.....	60
4.3.2 Résultats par secteur.....	61
Conclusion.....	62
Chapitre 5. Décomposition des variations entre 2008 et 2012 de l'écart des retraites entre les hommes et les femmes le long de la distribution.....	72
5.1 Introduction.....	72

5.2	Méthodologie et mode de lecture des résultats.....	72
5.3	Principaux résultats.....	74
5.3.1.	Décomposition des variations dans le secteur privé.....	74
5.3.2.	Décomposition des variations dans la fonction publique d'Etat (SRE).....	76
5.3.3.	Décomposition des variations pour la CNRACL.....	77
	Conclusion.....	78
	CONCLUSION.....	106
	REFERENCES.....	108
	ANNEXE 1 - Décomposition de la différence des moyennes.....	110
	ANNEXE 2 - Décomposition de la distribution des différences.....	112
	ANNEXE 3 - Décomposition de l'indice de Gini.....	114
	ANNEXE 4 - Graphiques des évolutions pour la fonction publique, tous régimes confondus.....	115
	ANNEXE 5 - Projet scientifique, annexe de la convention de recherche du 1 <sup>er</sup> mars 2016.....	121

## **Ecarts de retraite entre les hommes et les femmes dans le privé et le public**

*Février 2018*

Carole Bonnet (Ined), Dominique Meurs, (Economix Paris Ouest et Ined), Benoit Rapoport (Paris 1 et Ined)

*Cette recherche a pu être réalisée grâce au soutien de l'Unsa Education avec le concours de l'Ires*

### **RESUME NON TECHNIQUE**

Cette recherche présente un chiffrage détaillé des écarts de retraite en France entre les hommes et les femmes, en différenciant par type de régime, et une analyse des facteurs à l'origine de ces inégalités. Au-delà de la présentation de la situation une année donnée, l'objet de ce rapport est aussi de mesurer l'évolution intervenue entre 2008 et 2012 pour des retraités de même âge et d'identifier les facteurs qui ont pu contribuer au resserrement constaté de l'écart entre les femmes et les hommes.

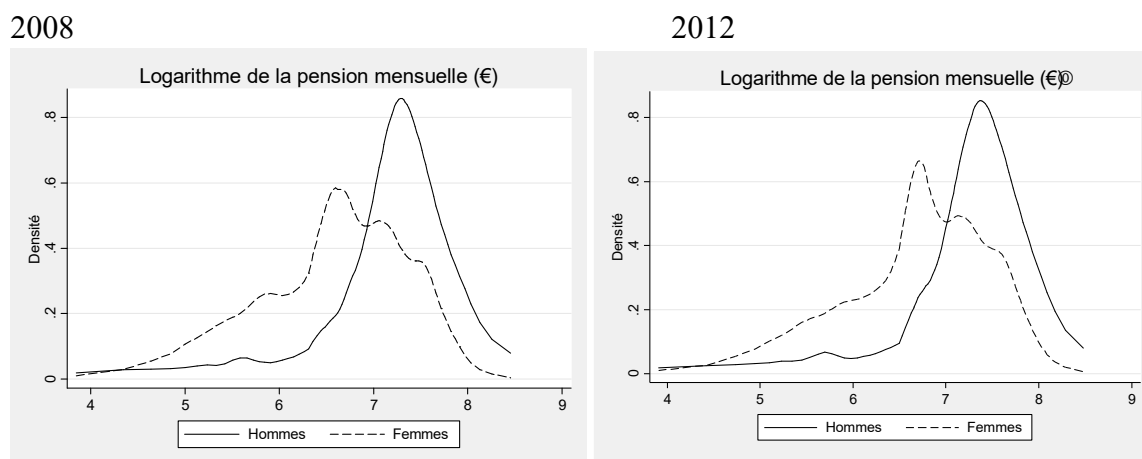
L'analyse statistique est menée à partir de deux bases de données : les EIR (Echantillon Interrégime des Retraites) de 2008 et 2012. Ces bases harmonisées ont l'avantage de couvrir l'ensemble des régimes de retraite et les montants versés et permettent donc de reconstituer le montant de la retraite globale pour un échantillon d'individus, y compris les polypensionnés. Nous considérons ici les retraités du régime général (CNAV) et des trois versants de la fonction publique : d'Etat (SRE), territoriale et hospitalière (CNRACL), soit plus de 90% des retraités. Les données nous permettent aussi de distinguer monopensionnés et polypensionnés, dimension importante à prendre en compte car hommes et femmes diffèrent aussi sur ce point et cela affecte le niveau des pensions. En 2012 comme en 2008, les femmes sont plus nombreuses à être monopensionnées que les hommes, que ce soit au régime général (environ 55% de l'ensemble des femmes retraitées contre environ 42% pour les hommes) ou dans la Fonction publique (hors militaires) (un peu plus de 10.5% de l'ensemble des retraitées contre 5% pour les hommes).

La pension moyenne des femmes au Régime Général (mono et polypensionnés) représente environ 50 % de celle des hommes en 2008 comme en 2012. Les écarts sont plus faibles dans la Fonction publique, que ce soit au SRE (plus de 80%) ou à la CNRACL (autour de 75% pour les monopensionnés, plus de 80% pour les polypensionnés). Les écarts moyens se sont un peu resserrés entre ces deux dates, quel que soit le régime d'affiliation considéré.

Les distributions des pensions n'ont pas évolué de façon spectaculaire entre 2008 et 2012, ce qui n'est guère étonnant compte tenu du fait qu'un grand nombre de retraités observés en

2012 était déjà présents en 2008. La distribution des retraites des femmes reste toujours nettement à gauche de celle des hommes, reflétant une plus grande fréquence des petites pensions (figure 1). On observe néanmoins que la distribution de l'ensemble des femmes a un peu changé, passant d'une forme avec un mode principal et deux modes secondaires, à une forme avec un mode principal accentué et un mode secondaire : cela correspondrait à une lente convergence vers la distribution des hommes. Les distributions de durée validée font toujours apparaître de fortes différences entre hommes et femmes, la distribution des hommes étant beaucoup plus ramassée, avec un pic très fort autour de 160 trimestres, alors que celles des femmes est très dispersée, avec un grand nombre de retraitées ayant des durées inférieures à 50 trimestres. Enfin on observe aussi une grande inertie dans la distribution des salaires de référence servant au calcul du montant des retraites.

**Figure 1. Distribution des pensions de droit direct en 2008 et 2012 – ensemble des retraités**



Champ : ensemble des retraités de droit direct

Source : EIR 2008 et 2012

*Mode de lecture : Sur l'axe des x les pensions sont exprimées en logarithme afin de pouvoir mieux représenter les valeurs extrêmes. Une valeur égale à 5 représente 148€, 6 : 403€, 7 : 1097€, 8 : 2981€, 9 : 8103€. L'axe des y représente les pourcentages de retraités percevant ces montants. Plus la courbe est à droite, plus la proportion de retraités percevant des retraites élevées est forte.*

Un premier objectif de ce rapport était de répliquer pour 2012 les précédentes analyses réalisées à partir de la base 2008 sur les constituants des écarts de retraite entre les femmes et les hommes<sup>1</sup>. Disposer de 2012 a permis d'améliorer l'information disponible pour certains

<sup>1</sup> Bonnet C., Meurs D., Rapoport B., 2015, Synthèse de la littérature, recension des travaux existant et analyse des écarts de pension entre hommes et femmes, rapport final, recherche IRES et Unsa Éducation.

individus, et de corriger certaines erreurs de mesure. Cela ne change pas fondamentalement les résultats présentés dans le rapport 2015, mais permet d'avoir une plus forte proportion de part expliquée par les éléments constitutifs du montant des retraites (durée validée, salaire de référence, présence d'au moins 3 enfants, âge de départ, invalidité, année de naissance, perception des minima ou non, lieu de naissance (en France ou à l'étranger) et donc de limiter autour de 10 à 15% la partie des écarts que l'on n'arrive pas à reconstituer.

Il peut sembler curieux que la connaissance de tous les éléments du calcul des pensions ne suffise pas pour reconstituer leurs montants exacts, sachant qu'ils sont strictement issus d'une formule dans laquelle n'intervient aucune marge d'interprétation. En effet, contrairement aux analyses des écarts de rémunération entre les femmes et les hommes, il n'y a aucune possibilité de discrimination – c'est-à-dire de valorisation différente de la même caractéristique chez les femmes et les hommes - dans le calcul des retraites. Néanmoins une partie de la différence reste inexpliquée par nos calculs. Ceci tient à trois raisons principales : la première est que le calcul du salaire de référence est une reconstitution à partir des éléments dont nous disposons et peut être imprécis, surtout pour la partie concernant le calcul des retraites complémentaires du régime général<sup>2</sup>. La deuxième tient au fait que certains trimestres validés ne correspondent pas à des périodes travaillées, surtout pour les femmes, et leur « rendement » (la valorisation de la durée de contribution) est par conséquent inférieur à celui des hommes. Comme distinguer explicitement ces périodes est complexe, cela introduit une différence « non expliquée » dans la prise en compte des durées validées pour le calcul des retraites des femmes et des hommes. Enfin, la méthode que nous utilisons suppose que les retraites soient des multiples des différentes composantes (durées, salaire de référence...). Pour atténuer cette contrainte, nous avons adopté une spécification très souple, mais il reste néanmoins des non-linéarités<sup>3</sup> dans les calculs que nous ne pouvons pas reproduire.

Les deux graphiques suivants décrivent les parts de l'écart de retraite entre hommes et femmes, pour les différents régimes, qui peuvent être attribuées aux différences de salaire de référence et de durée validée, ainsi qu'aux différences dans la propension à bénéficier des minima de pensions et dans les autres facteurs (figure 2).

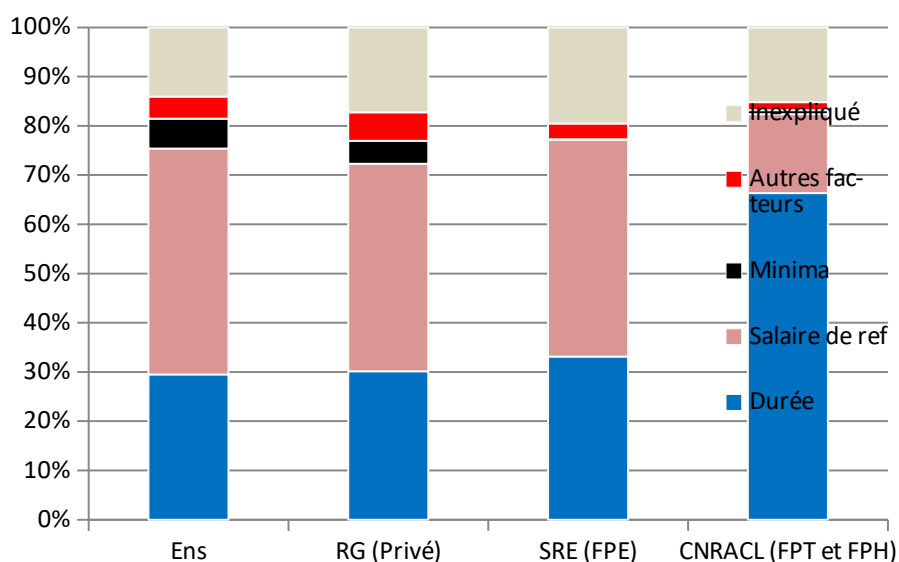
## **Figure 2. Décomposition de l'écart moyen des retraites selon les régimes**

---

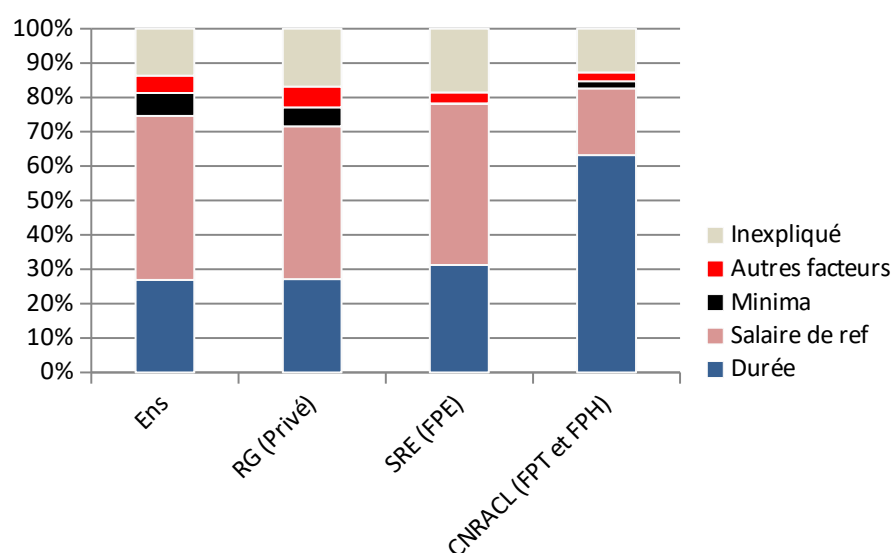
2 Même si l'on disposait d'une mesure parfaite du salaire moyen au cours de la carrière, le lien de ce salaire moyen avec la pension versée par les régimes complémentaires n'est pas totalement direct du fait des variations au cours du temps et entre les différentes composantes des régimes affiliés à l'Arrco et l'Agirc des assiettes et des taux de cotisation.

3 Par exemple, le minimum contributif va être identique pour des durées validées différentes.

## A. 2008



## B. 2012



Source : EIR2008 et 2012

*Note de lecture : Pour chaque régime, l'écart moyen des pensions entre les femmes et les hommes est réparti en 5 composantes : l'écart qui résulte des différences de durées, des salaires de référence, des minima, d'autres facteurs et de la part inexpliquée, le total faisant 100%.*

Le résidu correspond à la part inexpliquée de l'écart et représente au maximum 16% dans le régime général. En 2012 comme en 2008, les salaires et la durée validée sont les premiers facteurs expliquant les différences. Les durées jouent un rôle important dans le régime général et la CNRACL, et moindre dans le SRE. Toutefois, et bien que l'on considère ici l'ensemble

des retraités, donc avec une inertie forte dans les variations en raison du court délai, seulement 4 ans, entre les deux vagues de l'EIR, le poids de la durée recule un peu entre les deux dates, surtout parmi les monopensionnés du régime général et de la CNRACL. Cela conforte l'idée que davantage de retraités ont eu des carrières complètes et justifie d'avoir une approche complémentaire à âge constant pour saisir des effets de générations.

Les analyses des retraites des femmes et des hommes se limitent souvent aux comparaisons des moyennes entre les deux groupes. Dans cette recherche, nous présentons et analysons aussi les inégalités de retraite parmi les femmes et parmi les hommes. Nous utilisons le coefficient de Gini pour mesurer ces dispersions. Rappelons que plus cet indice est proche de 1, plus les inégalités sont fortes.

Les indices de Gini sont similaires pour les femmes et les hommes pour un même régime mais très différents entre régimes. Ils sont presque deux fois plus élevés dans le régime général que dans la fonction publique (SRE ou CNRACL), (resp. autour de 0,35 et de 0,20). Les dispersions sont restées stables entre 2008 et 2012. La variation la plus perceptible, mais qui demeure très faible, concerne les hommes monopensionnés du RG ; l'indice de Gini baisse pour eux de 0.376 à 0.364, ce qui s'explique essentiellement par une réduction de la dispersion des durées sur la période. L'inégalité des pensions parmi les femmes monopensionnées du RG reste quasi stable.

On effectue ensuite une analyse des constituants de ces inégalités au sein de ces différents groupes en les décomposant selon deux dimensions : selon les différentes composantes des retraites, en incluant les pensions de réversion, et à partir des éléments qui entrent dans le calcul des pensions.

Comme attendu, les minima de pension réduisent la dispersion, avec un impact deux à trois fois plus fort pour les femmes que pour les hommes et un impact plus fort dans le secteur public que dans le secteur privé.

Lorsque nous incluons les pensions de réversion dans l'analyse, nous changeons d'optique, puisque nous faisons intervenir une composante qui dépend non de la carrière individuelle passée, mais de caractéristiques du conjoint. Toutefois, cela nous semble important dans la mesure où les pensions de réversion peuvent représenter une part importante de certaines retraites et sont, entre autres objectifs, supposées venir compenser des carrières incomplètes liées à une spécialisation des rôles au sein du couple. On s'attendrait donc à ce que la réversion contribue à resserrer les inégalités au sein des femmes retraitées, car elle rapproche



la situation pour les femmes qui ont « perdu » des salaires du fait de leur retrait partiel du marché du travail de celles qui ont opté pour une carrière continue. Or, on constate au contraire que les pensions de réversion contribuent positivement à la dispersion, et ce beaucoup plus pour les femmes que pour les hommes. L'effet de l'homogamie des couples, les femmes aux retraites les plus élevées sont aussi celles qui ont été mariées avec des hommes à fort revenu, fait plus que contrebalancer l'effet de la spécialisation au sein des couples.

La décomposition de la pension selon les éléments de calcul permettant de la calculer met en évidence que les durées validées et les salaires de référence expliquent plus de 80% de la dispersion des pensions, tant pour les hommes que pour les femmes (sauf pour les polypensionnés du régime général). Mais la dispersion de la durée a une influence bien plus grande pour les femmes que pour les hommes, ce qui reflète la grande diversité de leurs carrières passées.

Nous nous intéressons ensuite aux évolutions entre 2008 et 2012. Nous considérons uniquement la retraite de droit direct (hors pension de réversion) pour centrer notre analyse sur les liens entre les caractéristiques de la carrière passée et le montant de la retraite. Dans un premier temps, nous comparons les situations des femmes et des hommes retraités en proposant une méthode permettant de décomposer les variations des écarts moyens de pension pour un âge donné. L'intérêt de cette approche est de considérer non seulement les changements intervenus pour les femmes, mais aussi pour les hommes : les progrès en termes de durée et de salaire de référence des femmes élèvent leur retraite moyenne mais ne corrigent pas forcément les écarts si des changements similaires sont observés pour les hommes.

L'examen des variations des retraites entre 2008 et 2012 par cohorte fait indéniablement apparaître un resserrement de l'écart moyen entre les femmes et les hommes à âge égal (tableau 1). Celui-ci est beaucoup plus marqué dans le secteur privé que dans le secteur public, et un peu plus souvent plus prononcé aux âges les plus élevés. Il faut toutefois rappeler qu'à 66 ans, tous les actifs n'ont pas encore pris leur retraite et que ce cas concerne davantage les hommes très qualifiés, aux salaires élevés.

**Tableau 1. Ecart et variation des écarts des retraites entre 2008 et 2012 par âge**

		Age 66	Age 68	Age 70	Age 72	Age 74
<b>Régime</b>	Ecart en 2008	0,598	0,631	0,707	0,724	0,804
<b>Général</b>	Ecart en 2012	0,554	0,547	0,53	0,575	0,675

	Variation Ecart	-0,044	-0,084	-0,178	-0,148	-0,129
<b>SRE (FPE)</b>	Ecart en 2008	0,201	0,211	0,216	0,228	0,317
	Ecart en 2012	0,169	0,191	0,205	0,226	0,213
	Variation Ecart	-0,032	-0,020	-0,011	-0,002	-0,104
<b>CNRACL (FPT et FPH)</b>	Ecart en 2008	0,187	0,19	0,269	0,271	0,265
	Ecart en 2012	0,142	0,137	0,18	0,196	0,274
	Variation Ecart	-0,045	-0,053	-0,088	-0,075	0,008

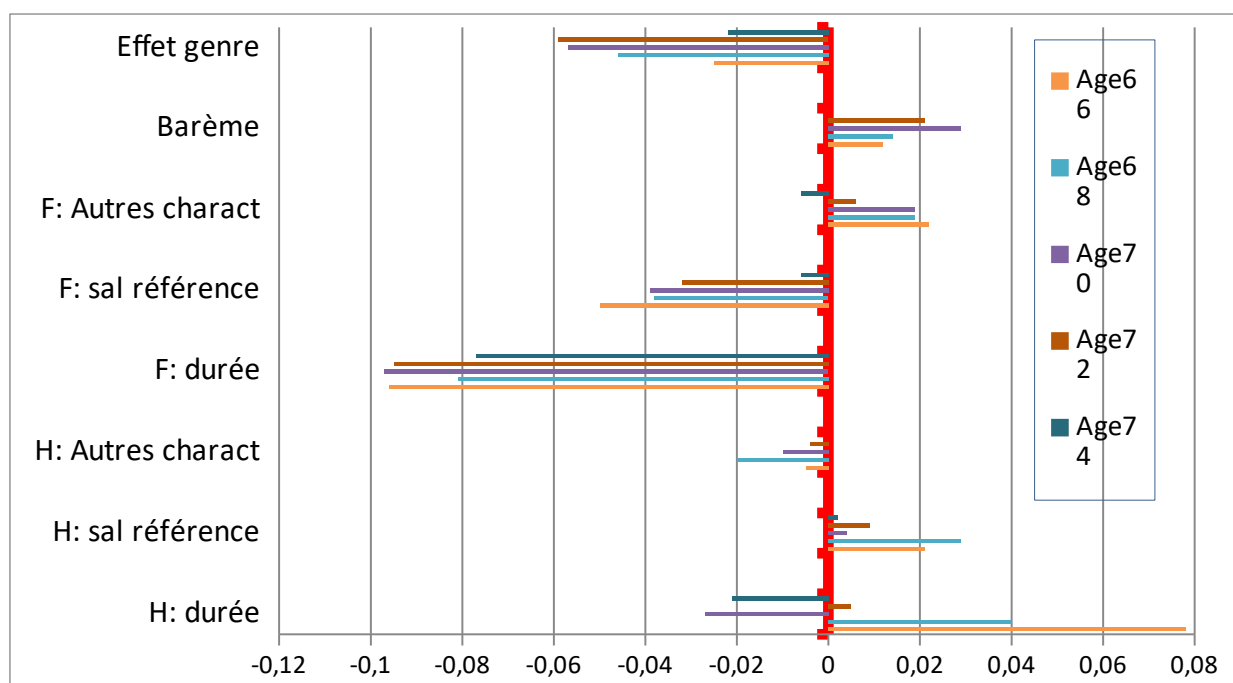
Sources : EIR 2008 et 2012

*Mode de lecture : La différence entre les retraites (exprimées en logarithme) des hommes et des femmes âgés de 66 ans était égale en 2008 à 0,598 et en 2012 à 0,554, soit un resserrement de l'écart de 0,044.*

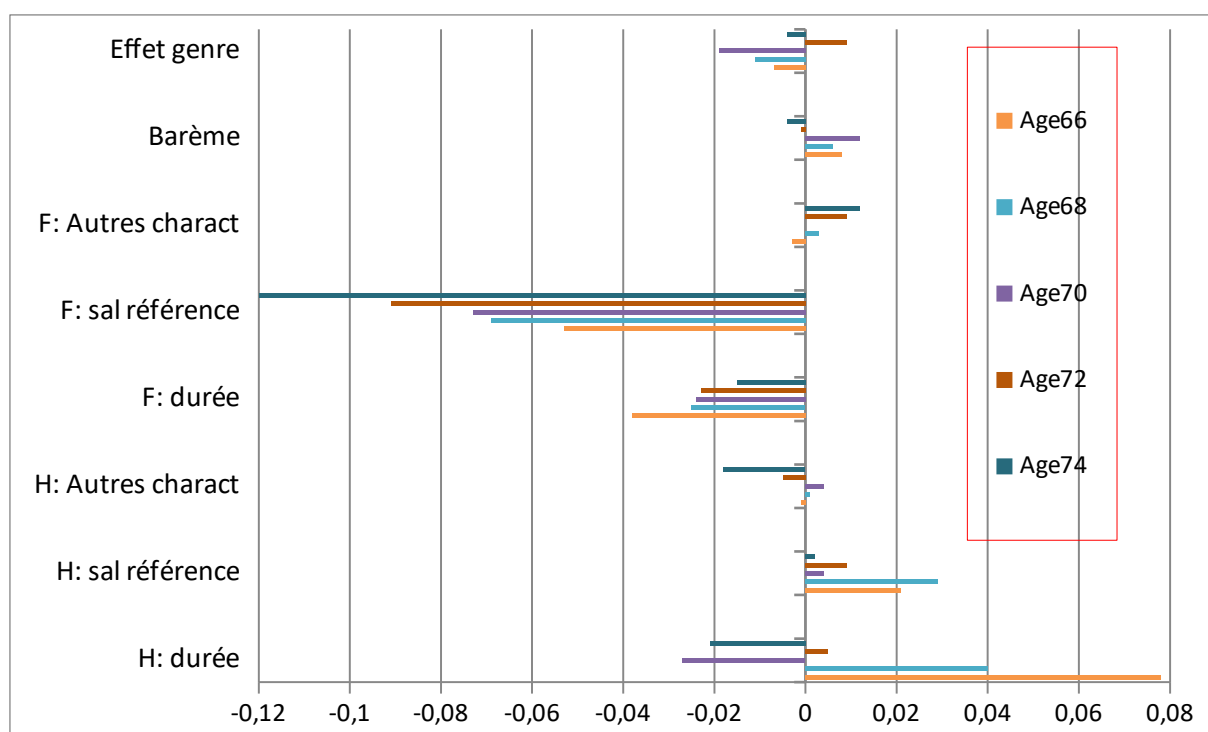
Quel que soit le régime de retraite, les principaux facteurs de ces variations sont un accroissement des durées de cotisation et des salaires de référence plus élevé chez les femmes que chez les hommes. Les poids de ces deux facteurs diffèrent selon le secteur : dans le privé, l'effet durée domine, dans la FPE, c'est le salaire de référence qui joue un rôle prédominant et pour la CNRACL les deux composantes jouent mais l'effet du salaire de référence l'emporte. Ces résultats sont reportés sur les figures suivantes (figures 3A, 3B, 3C), dans lesquels nous indiquons pour chaque régime et chaque âge les facteurs qui ont contribué à resserrer l'écart entre les femmes et les hommes – à gauche de l'axe -, et les facteurs qui ont freiné cette évolution - à droite de l'axe. Ainsi, à âge donné, lorsque les durées de référence ont davantage augmenté pour les femmes que pour les hommes entre les deux dates, cela contribue à réduire l'écart, et si les salaires de référence des hommes progressent plus que ceux des femmes, cela joue dans le sens d'un accroissement de l'écart des retraites.

**Figure 3. Facteurs par âge et par régime ayant contribué à la variation de l'écart moyen des retraites entre 2008 et 2012**

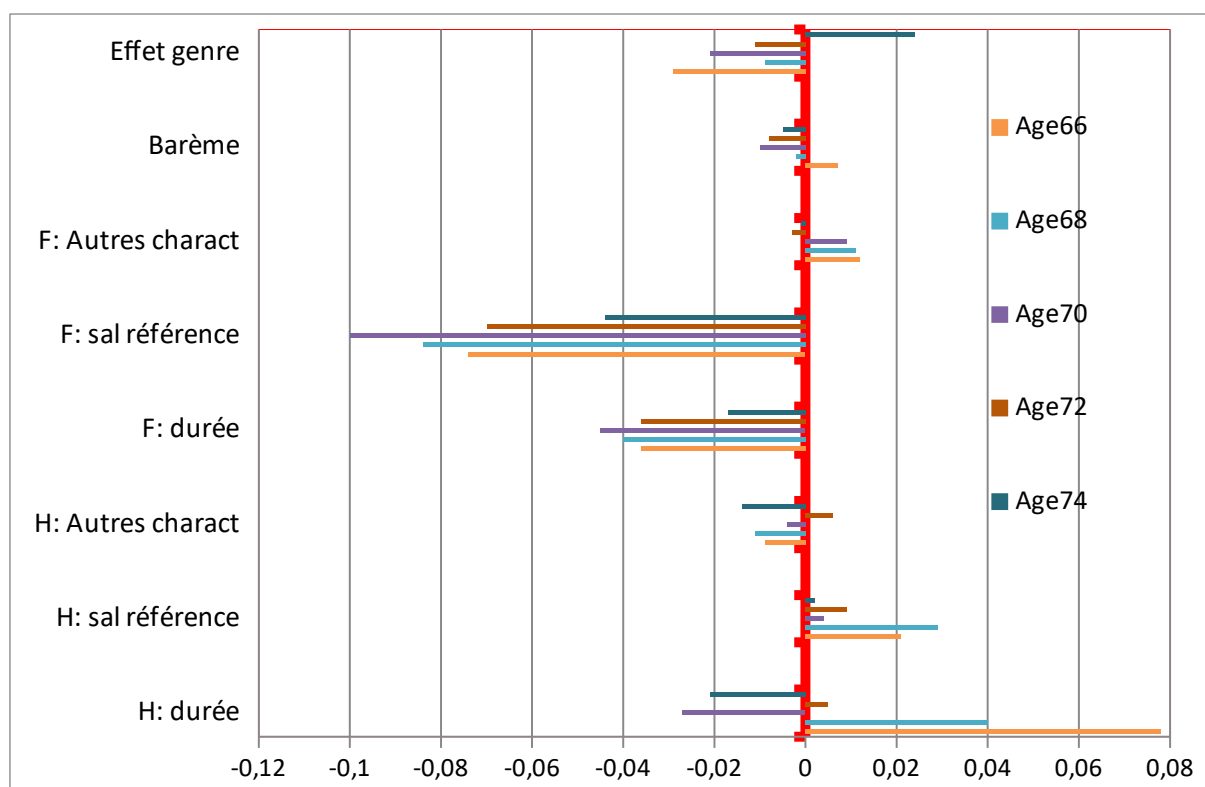
A. Régime général



## B. SRE (Fonction Publique Etat)



## C. CNRACL (Fonction publique hospitalière et territoriale)



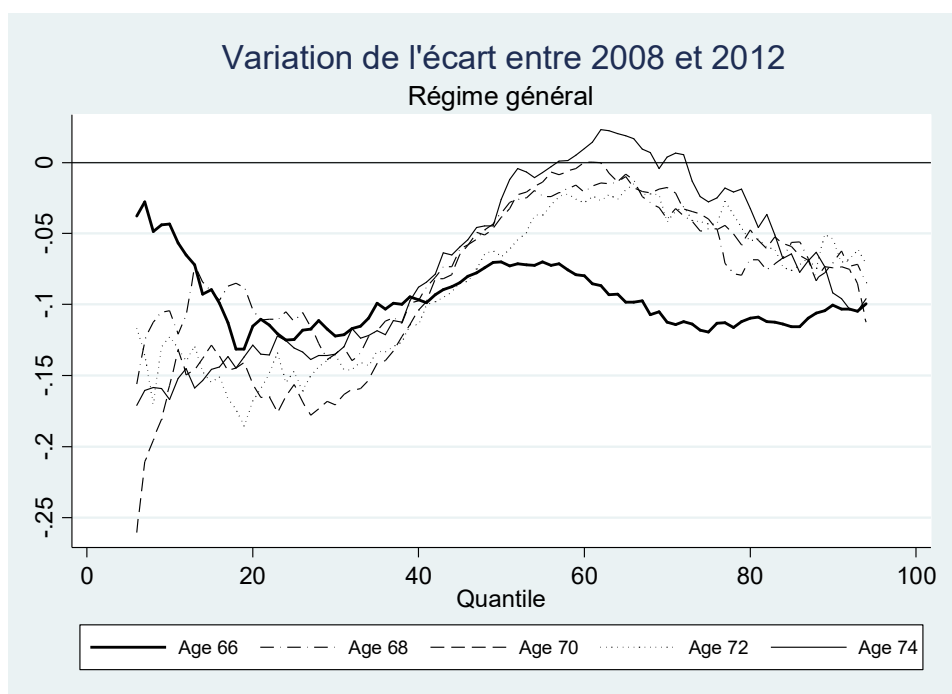
*Mode de lecture des graphiques : plus un facteur contribue à resserrer entre 2008 et 2012 l'écart moyen des retraites entre les femmes et les hommes pour un âge donné (par exemple, un allongement de la durée cotisée des femmes entre 2008 et 2012), plus le trait va être long et à gauche de l'axe zéro ; plus un facteur contribue à accroître l'écart (par exemple, un accroissement du salaire de référence des hommes entre 2008 et 2012), plus le trait va être long et à droite de l'axe zéro.*

Dans un second temps, on affine l'analyse pour décrire entre 2008 et 2012 les évolutions pour un âge donné non pas à la moyenne comme précédemment mais tout le long de la distribution. Le résultat le plus frappant est alors la très grande variété des mouvements selon le type de régime, l'âge et le centile considéré, ce qui rend difficile l'interprétation. Les deux facteurs représentatifs de la carrière passée, à savoir les durées validées et les salaires de référence, expliquent toujours l'essentiel des variations, ce qui est normal puisque peu de réformes sont intervenues entre ces deux dates. Mais l'ampleur des resserrements et leur origine varient selon la position dans la distribution des retraites. Pour illustrer ce phénomène, nous avons retracé dans les trois figures suivantes la variation de l'écart entre 2008 et 2012 dans les trois régimes considérés, à chaque centile de la distribution, et ce pour chaque âge (figure 4). On observe que pour le régime général, le resserrement est plus important pour les petites retraites (jusqu'à la médiane) et avec une ampleur moindre, pour les retraites les plus élevées. Au SRE et à la CNRACL, le resserrement est à peu près uniforme sur l'ensemble de la distribution, même si des différences d'évolution s'observent pour certains âges, en particulier

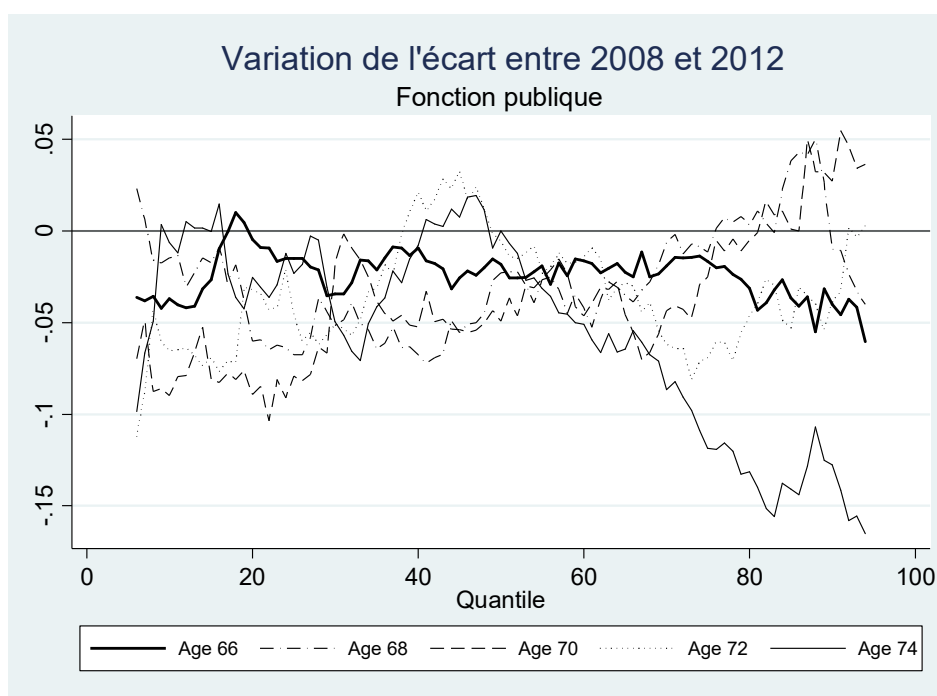
dans le haut de la distribution pour le SRE et aux deux extrémités de la distribution pour la CNRACL.

**Figure 4. Variation de l'écart des retraites entre les hommes et les femmes le long de la distribution**

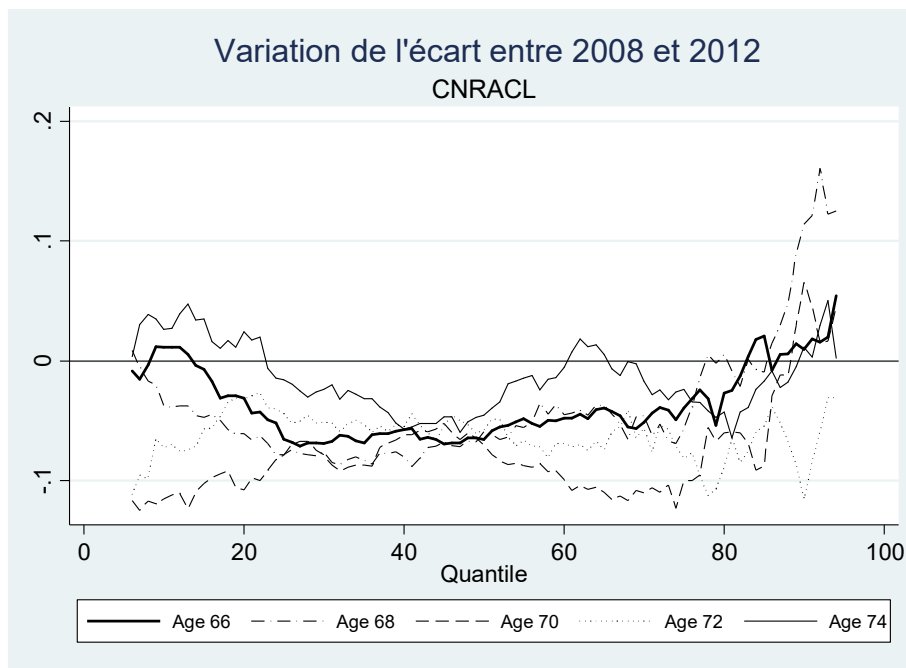
A. Régime général



B. Fonction publique d'Etat (SRE)



### C. CNRACL (FPT et FPH)



*Mode de lecture des graphiques : plus l'écart s'est resserré entre les femmes et les hommes, plus il est négatif et éloigné de l'axe zéro ; si l'écart a augmenté, il est positif et au-dessus de l'axe zéro.*

Au-delà de la variété des configurations qu'il faut garder en mémoire, nous pouvons néanmoins identifier des grandes tendances reprises dans le tableau ci-après. En résumé, quand la principale variation entre deux dates est due à un allongement des durées travaillées, cela réduit les inégalités entre les hommes et les femmes du bas de la distribution, alors que lorsque le gain d'une période à l'autre est lié à un accroissement supérieur du salaire de référence pour les femmes par rapport aux hommes, cela se traduit plutôt par un moindre écart en haut de la distribution. Il reste néanmoins que des carrières continues pour les femmes sont le plus sûr moyen de rapprocher leur retraite de celles des hommes du même âge ; cet effet a joué nettement pour les générations les plus récentes qui sont arrivées sur le marché du travail dans les années soixante, y compris pour les moins qualifiées.

**Tableau 2. Les grandes tendances dans les variations des écarts de retraite entre les femmes et les hommes de 2008 à 2012.**

Régime	Variation de l'écart H/F entre 2008 et 2012	A quel rythme	Diminue sous l'effet de quoi ?	Augmente sous l'effet de quoi ?
RG	Diminue Tout le long de la distribution	+ forte dans le bas  Puis de plus en plus faible  Avant de réaugmenter après le ~centile 75	* Amélioration du SAM des F (constante tout le long) * Amélioration des durées des F (+ forte dans le bas puis de moins en moins) * Dégradation (faible) de certaines caractéristiques des hommes (sauf SAM)	* Amélioration du SAM des H (de + en + forte le long de la distribution)
SRE	Diminue Tout le long de la distribution	A peu près constante	* Amélioration du SAM des F (constante tout le long) * Amélioration des durées des F (mais plus modérée)	* Amélioration du SAM des H
CNRAC L	Diminue Tout le long de la distribution	A peu près constante Sauf aux bords surtout dans le haut (l'écart a même tendance à croître)	* Amélioration du SAM des F (de plus en plus forte) * Amélioration des durées des F (constante tout le long)	* Amélioration du SAM des H (de + en + forte le long de la distribution)

Note : par abus de notation, on désigne ici par SAM le salaire de référence pour l'ensemble des régimes.

En termes de politique économique, trois pistes ressortent pour rapprocher les retraites de droit direct des femmes et des hommes : la plus simple et peut-être la plus efficace serait d'informer systématiquement les femmes, particulièrement celles qui partent en congé de maternité et qui envisagent un passage à temps partiel ou une interruption de carrière, du coût à long terme de leur décision, surtout dans un contexte de réforme des retraites qui tend à accroître le nombre de trimestres à valider et à rendre plus étroit le lien entre trajectoires professionnelles et droits à

retraite. Notons que cette démarche semble entrer tout à fait dans les missions des syndicats. La deuxième serait le renforcement des politiques d'égalité professionnelle qui, à terme, peuvent augmenter davantage le salaire de référence des femmes. Là encore le poids des syndicats est non négligeable pour inciter les employeurs à développer ces politiques, et viendrait renforcer les efforts de l'Etat en la matière. Enfin, même si leur poids statistique est réduit dans l'explication des écarts, à l'exception des monopensionnés du régime général, les minima sont loin d'être négligeables pour les petites retraites et leur relèvement bénéficierait davantage aux femmes qu'aux hommes.



## Introduction

Ce rapport se situe dans le prolongement direct du rapport précédent rendu en 2015 (Bonnet, Rapoport, Meurs, 2015, 2016a, 2016b). Son objectif premier est d’asseoir la robustesse des résultats obtenus sur la base de données 2008 à partir d’une base de données supplémentaire, l’EIR 2012, récemment mise à disposition des chercheurs. Il s’agit de s’assurer de la qualité et de la cohérence des deux bases de données, d’un codage similaire des variables, puisque nous allons travailler sur les variations de ces données entre les deux dates. L’objectif final est de découpler effet âge et effet génération, en utilisant les deux bases, c’est-à-dire de regarder les évolutions de retraite aux mêmes âges pour des générations successives.

Nous avons été amenés à retravailler la première base de données pour l’harmoniser avec la nouvelle, et cette opération entraîne quelques correctifs par rapport au premier rapport. Le principal effet de ces corrections est d’améliorer la précision des résultats, tant en 2008 qu’en 2012. En raison de ce travail effectué sur les deux bases, nous redonnons ici les tableaux actualisés pour 2008 qui ne sont donc pas exactement les mêmes que ceux du précédent rapport. Néanmoins il n’y a pas de différences vraiment majeures par rapport aux conclusions précédentes. Le principal changement est que les parts « inexpliquées » des décompositions sont réduites grâce à une définition beaucoup plus fine des variables.

Le stock de retraités évolue continuellement sous l’effet des entrées (nouveaux flux de retraités) et des sorties (décès). Les retraités présents à deux dates peuvent aussi voir leur pension évoluer différemment en raison des règles de revalorisation différentes entre régimes ou de la correction éventuelle de certaines pensions. Enfin, et c’est ce qui nous intéresse ici le plus, les générations examinées ont traversé des périodes économiques différentes, en particulier les générations de femmes les plus récentes sont issues de cohortes qui ont connu une hausse significative de leur participation au marché du travail. Cet allongement des périodes de cotisation devrait contribuer, à âge égal, à un resserrement des écarts des pensions entre les hommes et les femmes.

Ce rapport se compose de cinq chapitres. Le premier présente le travail sur les données et quelques statistiques descriptives fondamentales (distribution des retraites, des salaires de référence, des durées validées). Le second donne la décomposition des écarts de retraite entre les hommes et femmes à la moyenne et le long de la distribution, pour 2008 et 2012. Les inégalités des retraites par sexe et secteur d'activité en utilisant l'indice de Gini et sa décomposition font l'objet du chapitre 3. Le chapitre 4 propose une méthode de décomposition de la variation moyenne de l'écart des pensions entre les hommes et les femmes et les résultats sur les évolutions entre 2008 et 2012 pour un âge donné. Le chapitre 5 passe de l'étude des variations moyennes à celle des variations le long de la distribution, ce qui permet d'estimer le poids respectif de l'allongement des durées validées et celui de l'augmentation des salaires de référence dans le resserrement de l'écart des retraites entre les hommes et les femmes.

## Chapitre 1. Données et statistiques descriptives

### 1.1. Introduction

Après une présentation de la base de données et des catégories de régime de retraite que nous allons retenir dans ce rapport, nous présentons dans ce chapitre un panorama statistique décrivant les écarts de pensions constatés entre les hommes et les femmes en 2008 et 2012. Nous commencerons par les écarts moyens et aux principaux déciles. Nous présenterons ensuite les écarts entre les hommes et les femmes pour deux éléments essentiels du calcul des retraites, à savoir les salaires de référence et de durées validées.

### 1.2. Données et catégories de régimes de retraite retenues pour l'étude

L'analyse statistique est menée à partir d'une source de données unique, l'Echantillon Interrégimes des retraités (EIR) pour 2008 et 2012. Rappelons que la pension de retraite versée à un individu peut provenir de plusieurs régimes de retraite différents s'il a changé de régime en cours de carrière (par exemple s'il a été salarié puis a exercé une profession libérale) ou s'il a cotisé simultanément à plusieurs régimes de base. L'Echantillon interrégimes de retraités (EIR) permet de reconstituer le montant de la retraite globale pour un échantillon anonyme d'individus, en rapprochant les données des différents régimes français légalement obligatoires<sup>4</sup>. L'EIR collecte également des informations sur les éléments de calcul du montant de pension : nombre de trimestres validés, taux et circonstances de liquidation, décote et surcote éventuelle, etc. On notera que l'EIR ne permet pas de distinguer la fonction publique hospitalière et la fonction publique territoriale. L'EIR est collecté tous les 4 ans par la Drees depuis 1988.

L'EIR 2008 a été conçu pour représenter les personnes âgées de 35 ans ou plus au 31 décembre 2008. L'échantillon a été tiré dans le répertoire national d'identification des personnes physiques (RNIPP) tenu par l'Insee. L'échantillon est constitué de personnes nées au mois d'octobre en sélectionnant généralement une génération sur deux. Pour la vague 2008, toutes les générations 1942 à 1954 sont sélectionnées, soit un âge compris entre 50 et 66 ans. L'EIR comprend tous les individus de l'échantillon qui perçoivent une pension de droit direct ou de droit dérivé d'une caisse de retraite. La quasi-totalité des organismes de retraite obligatoire (régimes de base, régimes spéciaux et régimes complémentaires légalement obligatoires) sont interrogés, soit 74 régimes pour l'EIR 2008. Au total, l'EIR 2008 comporte 251 891 individus, bénéficiaires d'un droit direct et/ou d'un droit dérivé

---

<sup>4</sup> Ces informations sont issues du Guide d'exploitation de l'Echantillon interrégimes de retraités 2008 et du site internet de la Drees : <http://www.drees.sante.gouv.fr/l-echantillon-interregimes-de-retraites-eir,8467.html>

De la même manière, l'EIR 2012<sup>5</sup> a été conçu pour représenter les personnes âgées de 35 ans ou plus au 31 décembre 2012. L'EIR est un panel, les personnes appartenant à l'échantillon initial sont sélectionnées à nouveau à chaque enquête (exceptés les individus décédés entre deux vagues et une partie des personnes appartenant à des générations ponctuellement surreprésentées à la vague précédente). Pour la vague 2012, toutes les générations de 1942 à 1958 sont sélectionnées (correspondant à un âge compris entre 54 et 70 ans). La génération 1946, génération la plus récente à avoir atteint 66 ans au 31 décembre 2012 et qui a ainsi pu partir à la retraite dans sa quasi-totalité fin 2012 est surreprésentée. Elle comprend les personnes nées du 1er au 10 octobre mais également du 11 au 24 octobre. Au total, l'EIR 2012 comporte 327 038 individus, bénéficiaires d'un droit direct et/ou d'un droit dérivé

L'avantage de cette base de données est de nous permettre de prendre en compte la totalité des pensions, y compris le cas des polypensionnés, que la carrière ait été effectuée dans le public ou dans le privé. L'échantillon est suffisamment grand pour mener des analyses statistiques fines. Elle comporte des informations sur les caractéristiques individuelles (sexe, année et département de naissance, avoir eu 3 enfants ou plus ou non), le montant et l'origine des pensions reçues, et les éléments de calcul de ces dernières pensions (âge et taux de liquidation, durée validée, etc.).

Il existe plus d'une vingtaine de régimes de base de retraite en France. Dans le cadre de ce travail, dont l'objectif est de comparer les écarts de retraites entre hommes et femmes selon qu'ils relèvent d'un régime privé ou public, on ne considère que les trois principaux d'entre eux : le régime général (RG), la Caisse Nationale de Retraites des Agents des Collectivités Locales (CNRACL) et le Service des Retraites de l'Etat (SRE) pour la Fonction publique civile. Six catégories de retraités sont définies de la manière suivante : les monopensionnés de chacun de ces régimes et les polypensionnés. Pour identifier ces derniers, on adopte l'ordre de priorité suivant : FP militaire, FP civile, CNRACL, RG, autres<sup>6</sup>. Dans la suite des analyses, nous ne retiendrons pas la FP militaire car le nombre de retraitées femmes dans ce régime est infime.

Des réformes de retraite ont été mises en œuvre entre 2008 et 2012, telles la réforme de 2010 (qui a en particulier augmenté l'âge minimal de départ en retraite de 60 à 62 ans) ou des réformes dans les régimes complémentaires. On ne les détaille pas ici et on renvoie au document du Conseil d'orientation des retraites qui dresse une rétrospective des réformes depuis 1993<sup>7</sup>. En effet, les retraités de nos échantillons ont été peu concernés par ces réformes, une grande partie d'entre eux étant déjà présents en 2008.

### 1.3. Changements et améliorations apportés depuis le premier rapport

La comparaison des résultats de 2008 et 2012 nous a amenés à reconsidérer certains choix que nous avons faits dans l'analyse des données. Il en résulte des différences entre les graphiques et tableaux du premier rapport et ceux que nous présentons pour 2008 dans ce rapport. Ces différences ne remettent

---

5 Informations issues du Guide d'exploitation de l'Échantillon interrégimes de retraités 2012

6 Ainsi, un polypensionné Fonction publique militaire perçoit une pension de la FP militaire, quelle que soit la durée passée dans ce régime. Un polypensionné FP d'Etat perçoit une pension de la FP civile et d'un autre régime, à l'exception de la FP militaire.

7 Conseil d'orientation des retraites (2016) ;

en rien en cause les conclusions du premier rapport et se traduisent principalement par une plus grande précision des résultats, en particulier par une réduction quasi-systématique de la partie inexpliquée des décompositions (des Gini et des écarts).

Ces différences de choix méthodologique sont au nombre de 4 :

- La majoration pour tierce personne était dans le premier rapport incluse dans la pension de droit direct des retraités. Bien que versée par les régimes de retraite, il nous a paru finalement peu pertinent d'en tenir compte dans l'analyse. Elle est donc exclue. Cette majoration est généralement indépendante des variables de calcul de la pension et la prendre en compte avait pour effet d'avoir des personnes au minimum contributif ou au minimum garanti dans des déciles élevés de la distribution sans que l'on ne puisse relier la pension résultante aux variables de calcul (durée, salaire de référence). En pratique les conséquences de cette modification sont à peine perceptibles.

- Une part importante des monopensionnés de la CNRACL (15 à 20%) présentent dans l'EIR2008 un écart important entre la durée validée dans le régime et la durée tous régimes. La comparaison avec l'EIR2012 nous a permis de constater qu'il s'agissait en fait de faux monopensionnés, ces personnes ayant liquidé un second droit entre 2008 et 2012. Retenir pour eux la durée tous régimes tout en ignorant les droits acquis dans les autres régimes (ce qui était le choix du premier rapport) conduit à distordre le lien entre pension et durée validée, ce qui explique l'importante part de la composante inexpliquée dans la décomposition du Gini et des écarts hommes-femmes pour la population des monopensionnés de la CNRACL. Il faut noter que les personnes concernées sont essentiellement des hommes, ce qui signifie que la part réelle des hommes au sein des monopensionnés de la CNRACL est encore plus faible que celle présentée dans le rapport. Ayant constaté ce point, deux options étaient possibles : ignorer ces personnes ou bien les considérer comme des monopensionnés mais en ne prenant en compte que la durée validée dans le régime. Nous avons retenu cette deuxième option afin de ne pas trop réduire l'échantillon. En effet, techniquement à la date d'observation (2008 puis 2012) ces personnes sont effectivement monopensionnées, n'ayant pas liquidé de second droit. Ce choix a pour effet de réduire considérablement la part inexpliquée du Gini et des écarts hommes-femmes au bénéfice de la contribution de la durée. Les résultats pour la Cnracl restent toutefois à prendre avec précaution dans la mesure où une partie des personnes sont considérées comme monopensionnées à la date d'observation mais deviennent polypensionnées par la suite (en particulier certaines attendent d'obtenir le taux plein au régime général)<sup>8</sup>.

- Une part plus modeste des monopensionnés du régime général présente aussi dans l'EIR2008 un écart important entre la durée validée dans le régime et la durée tous régimes. Ces personnes sont en grande partie des hommes nés et résidant à l'étranger qui ont des durées validées élevées associés à des pensions assez faibles (probablement en raison de trimestres validés à l'étranger comptant dans la durée tous régimes mais pas dans la durée déterminant la pension au régime général). Nous avons choisi d'écarter les cas où l'écart était trop important. Ceci a pour conséquence de diminuer l'écart en faveur des

---

<sup>8</sup> Note : la CNRACL n'est pas le seul régime concerné. Mais c'est le seul de ceux que nous étudions pour lequel le phénomène atteint une ampleur telle que les résultats en dépendent largement. Par exemple, une partie des retraités du versant civil de la Fonction Publique (SRE) sont aussi des « faux » monopensionnés qui deviennent entre les deux EIR des polypensionnés, mais ils sont beaucoup moins nombreux et surtout la deuxième carrière est souvent peu importante. Des causes probables de ces différences peuvent être trouvées dans la part plus importante des catégories actives à la CNRACL, mais aussi dans la plus grande instabilité des carrières.

femmes que l'on peut observer dans le bas de la distribution (qui subsiste toujours mais qui est amoindri) en réduisant en particulier nettement la part inexpliquée de cet écart (en faveur de femmes jusqu'au 2<sup>ème</sup> décile dans le premier rapport, mais seulement jusqu'au 1<sup>er</sup> décile maintenant).

- Nous avons affiné le calcul du salaire de référence des retraités du régime général ayant des droits à l'Arrco et à l'Ircantec. Comme mentionné dans le premier rapport, il est nécessaire de déterminer un salaire de référence pour les personnes dont le SAM est au-dessus du plafond (pour celles dont le SAM est en dessous du plafond, le SAM donne une bonne mesure du salaire moyen au cours de la carrière). Nous utilisons pour cela les points acquis dans les régimes complémentaires et l'algorithme de calcul du salaire de référence prend mieux en compte les spécificités des personnes ayant acquis des points dans les deux régimes Arrco et Ircantec. Cette modification a pour effet de réduire le salaire de référence de certaines des personnes concernées mais les effets sont relativement modestes.

## 1.4. Ecart de pensions entre les hommes et les femmes à la moyenne et aux principaux quantiles

### La répartition des retraités de droit direct est similaire en 2008 et 2012

Le tableau 1.1. donne la répartition des retraités de droits directs selon le régime principal d'affiliation en 2008 (avant et après prise en compte des modifications méthodologiques mentionnées ci-dessus) et en 2012. La comparaison pour 2008 permet de constater que les améliorations apportées dans les décomptes ne modifient qu'à la marge les répartitions entre les catégories de retraités. Celles retenues pour l'analyse (Mono et poly, SRE, RG et CNRACL) couvrent plus de 80% des hommes et plus de 90% des femmes retraités en 2008 comme en 2012.

Le précédent rapport avait indiqué des différences sensibles de la structure des catégories selon le sexe, qui sont confirmées ici pour les deux années considérées. Les femmes sont plus nombreuses à être monopensionnées, que ce soit au RG (autour de 55% de l'ensemble des femmes retraitées contre autour de 42 pour les hommes) ou dans la Fonction publique (hors militaires). Les hommes sont plus nombreux, en proportion, dans les différentes catégories de polypensionnés, en particulier « Polypensionnés RG » (environ 30% contre 18%). Cette structure est conservée en 2012, avec une toute petite décroissance du nombre des polypensionnés hommes.

**Tableau 1.1 - Répartition des retraités de droit direct selon la catégorie mono-poly et le type de régime d'affiliation**

	2008 (1)	2008 (1)	2008 (2)	2008 (2)	2012	2012
	H	F	H	F	H	F
<b>Mono RG</b>	<b>42.8%</b>	<b>55.3%</b>	<b>41,2%</b>	<b>54,7%</b>	<b>43,6%</b>	<b>56,3%</b>
<b>Mono SRE</b>	<b>4.7%</b>	<b>7.1%</b>	<b>4,8%</b>	<b>7,1%</b>	<b>4,8%</b>	<b>7,0%</b>
Mono FP militaire	2.8%	0.2%	2,9%	0,2%	2,9%	0,2%
<b>Mono Cnracl</b>	<b>0.6%</b>	<b>3.3%</b>	<b>0,6%</b>	<b>3,3%</b>	<b>0,6%</b>	<b>3,5%</b>
Mono Autre	8.8%	7.8%	9,0%	7,9%	8,6%	5,9%
Poly FP militaire	1.9%	0.0%	2,0%	0,1%	1,8%	0,0%
<b>Poly SRE</b>	<b>3.6%</b>	<b>2.8%</b>	<b>3,7%</b>	<b>2,9%</b>	<b>3,8%</b>	<b>3,3%</b>
<b>Poly Cnracl</b>	<b>2.7%</b>	<b>4.0%</b>	<b>2,8%</b>	<b>4,0%</b>	<b>3,0%</b>	<b>4,8%</b>
<b>Poly RG</b>	<b>29.2%</b>	<b>18.6%</b>	<b>30,0%</b>	<b>18,8%</b>	<b>28,5%</b>	<b>18,3%</b>
Poly Autre	3.0%	1.0%	3,0%	1,0%	2,4%	0,7%

Champ : retraités de droit direct d'un régime de base, au 31 décembre 2008 et 31 décembre 2012

Note : figurent en gras les catégories de retraités retenue dans l'analyse

(1) Rappel : Catégorisation retenue pour le rapport 2015

(2) Catégorisation après prise en compte des améliorations méthodologiques

Source : EIR 2008 et 2012

Comme déjà indiqué dans le premier rapport, la pension moyenne des femmes au Régime Général représente autour de 50 % de celle des hommes en 2008 comme en 2012 (tableau 1.2). Les écarts sont plus faibles dans la Fonction publique, que ce soit au SRE (plus de 80% pour les monopensionnés) ou à la CNRACL (autour de 75% pour les mono, plus de 80% pour les polypensionnés). Il semble également que les écarts moyens se sont un peu resserrés entre ces deux dates, quel que soit le régime d'affiliation considéré.



**Tableau 1.2. Eléments de la distribution des pensions mensuelles de droit direct, en euros, selon la catégorie d'affiliés et ratio (pension moyenne femmes/pension moyenne hommes)**

**A 2008 / Anciennes définitions**

	Mono RG		Mono SRE		Mono Cnracl		Poly SRE		Poly Cnracl		Poly RG + Autres	
	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F
Moyenne	1 546 €	764 €	2 337 €	1 917 €	1 684 €	1 266 €	2 152 €	1 612 €	1 626 €	1 347 €	1 536 €	793 €
Ratio Pf/Ph	49%		82%		75%		75%		83%		52%	
Q1	753 €	310 €	1 831 €	1 489 €	1 235 €	930 €	1 531 €	1 214 €	1 374 €	1 118 €	1 005 €	472 €
Ratio Pf/Ph	41%		81%		76%		79%		81%		47%	
Médiane (Q2)	1 371 €	648 €	2 223 €	1 936 €	1 560 €	1 136 €	1 943 €	1 441 €	1 535 €	1 268 €	1 355 €	696 €
Ratio Pf/Ph	47%		87%		73%		74%		83%		51%	
Q3	1 973 €	1 034 €	2 744 €	2 282 €	1 959 €	1 530 €	2 506 €	1 887 €	1 776 €	1 468 €	1 779 €	954 €
Ratio Pf/Ph	52%		83%		78%		75%		83%		54%	

Champ : retraités de droit direct d'un régime de base, au 31 décembre 2008

**A 2008 / Définitions actualisées**

	Mono RG		Mono SRE		Mono Cnracl		Poly SRE		Poly Cnracl		Poly RG + Autres	
	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F
Moyenne	1 628 €	773 €	2 334 €	1 915 €	1 679 €	1 265 €	2 150 €	1 610 €	1 623 €	1 345 €	1 534 €	791 €
Ratio Pf/Ph	48%		82%		75%		75%		83%		52%	
Q1	923 €	319 €	1 831 €	1 489 €	1 229 €	930 €	1 530 €	1 214 €	1 373 €	1 118 €	1 004 €	474 €
Ratio Pf/Ph	35%		81%		76%		79%		82%		47%	
Médiane (Q2)	1 427 €	650 €	2 223 €	1 934 €	1 552 €	1 136 €	1 942 €	1 439 €	1 534 €	1 268 €	1 353 €	695 €
Ratio Pf/Ph	46%		87%		73%		74%		83%		51%	
Q3	2 025 €	1 045 €	2 744 €	2 280 €	1 957 €	1 529 €	2 504 €	1 882 €	1 774 €	1 467 €	1 776 €	953 €
Ratio Pf/Ph	52%		83%		78%		75%		83%		54%	

**B 2012**

	Mono RG		Mono SRE		Mono Cnracl		Poly SRE		Poly Cnracl		Poly RG + Autres	
--	---------	--	----------	--	-------------	--	----------	--	-------------	--	------------------	--

	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F
Moyenne	1 709 €	871 €	2 497 €	2 065 €	1 805 €	1 384 €	2 323 €	1 766 €	1 722 €	1 448 €	1 669 €	890 €
Ratio Pf/Ph	51%		83%		77%		76%		84%		53%	
Q1	988 €	363 €	1 941 €	1 611 €	1 338 €	1 010 €	1 641 €	1 313 €	1 450 €	1 199 €	1 105 €	537 €
Ratio Pf/Ph	37%		83%		76%		80%		83%		49%	
Médiane (Q2)	1 545 €	762 €	2 387 €	2 071 €	1 670 €	1 289 €	2 108 €	1 590 €	1 620 €	1 358 €	1 487 €	779 €
Ratio Pf/Ph	49%		87%		77%		75%		84%		52%	
Q3	2 190 €	1 164 €	2 934 €	2 471 €	2 048 €	1 712 €	2 741 €	2 064 €	1 881 €	1 591 €	1 946 €	1 063 €
Ratio Pf/Ph	53%		84%		84%		75%		85%		55%	

Champ : retraités de droit direct d'un régime de base, au 31 décembre 2012

Lecture : au sein des monopensionnés du régime général, les femmes perçoivent en 2008 une pension de droit direct égale à 49% de celle des hommes. Ce ratio est plus élevé au sein des monopensionnés de la Fonction publique d'Etat, les femmes retraités percevant une pension égale à 82 % de celles des hommes.

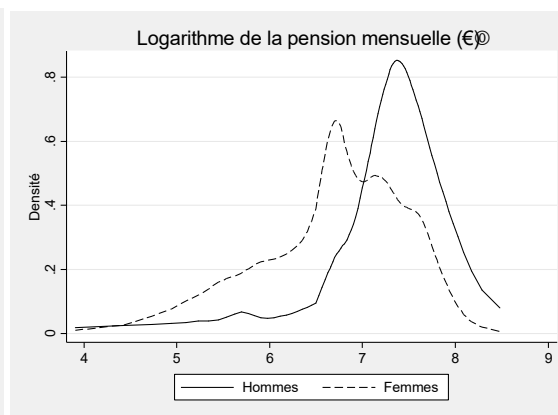
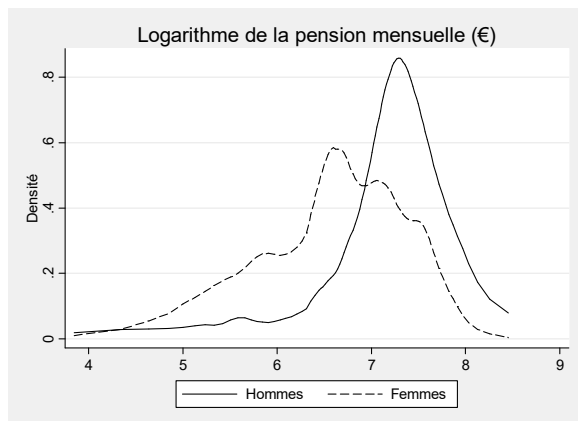
Source : EIR 2008 et EIR 2012

Les distributions de pension ont peu évolué entre 2008 et 2012. La distribution des femmes reste nettement à gauche de celle des hommes, signe de petites pensions plus fréquentes. On observe néanmoins que la distribution de l'ensemble des femmes s'est un peu resserrée, passant d'une forme avec un mode principal et deux modes secondaires, à une forme avec un mode principal accentué et un mode secondaire : cela correspondrait à une lente convergence vers la distribution des hommes.

**Figure 1.1 – Distribution des pensions de droit direct pour les retraités des trois régimes**

**2008**

**2012**

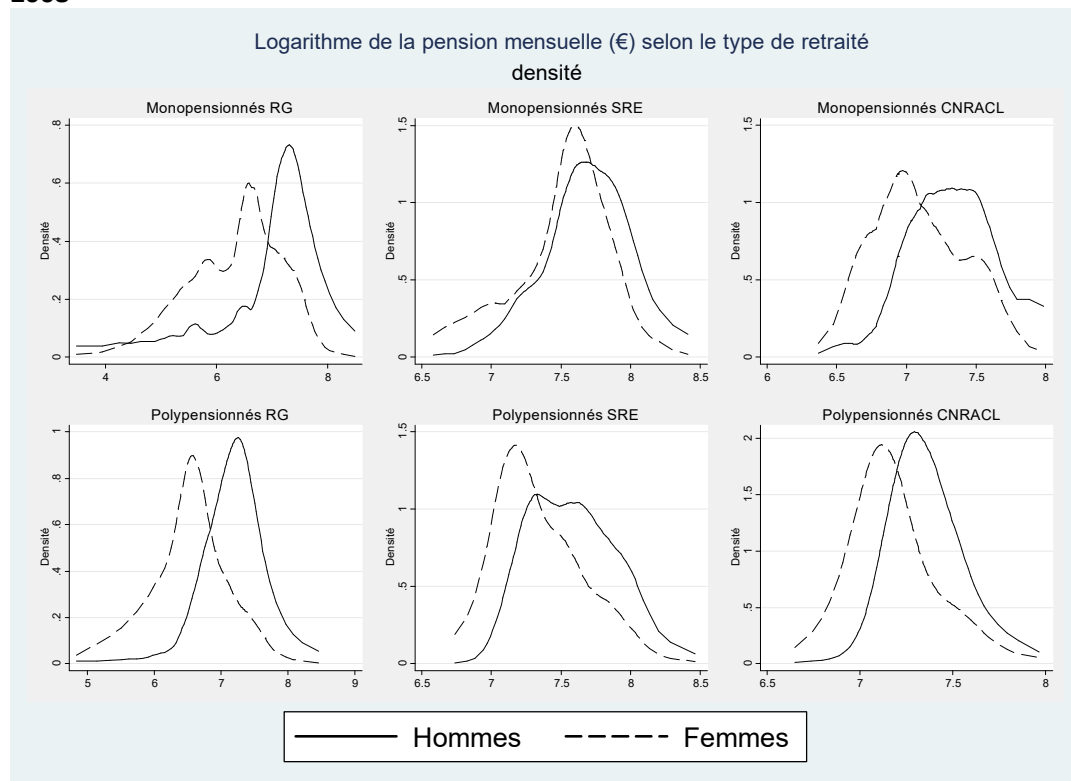


Champ : ensemble des retraités de droit direct  
Source : EIR 2008 et 2012

On a de la même manière peu d'évolution dans les distributions des régimes, qui conservent des formes différentes entre régimes. Les distributions des pensions des monopensionnés au régime général sont proches de celles de l'ensemble des retraités, conséquence logique de l'importance numérique du RG dans les retraites, avec toutefois un mode pour les hommes moins important. Dans la Fonction publique, le poids pour les femmes du bas de la distribution, correspondant aux minima de pension est très important, alors que les courbes sont ensuite relativement proches. Enfin, les distributions sont très étalées tant pour les hommes que pour les femmes parmi les monopensionnés de la CNRACL, un peu moins chez les polypensionnés.

**Figure 1.2 – Distribution de pensions de droit direct par type de régime**

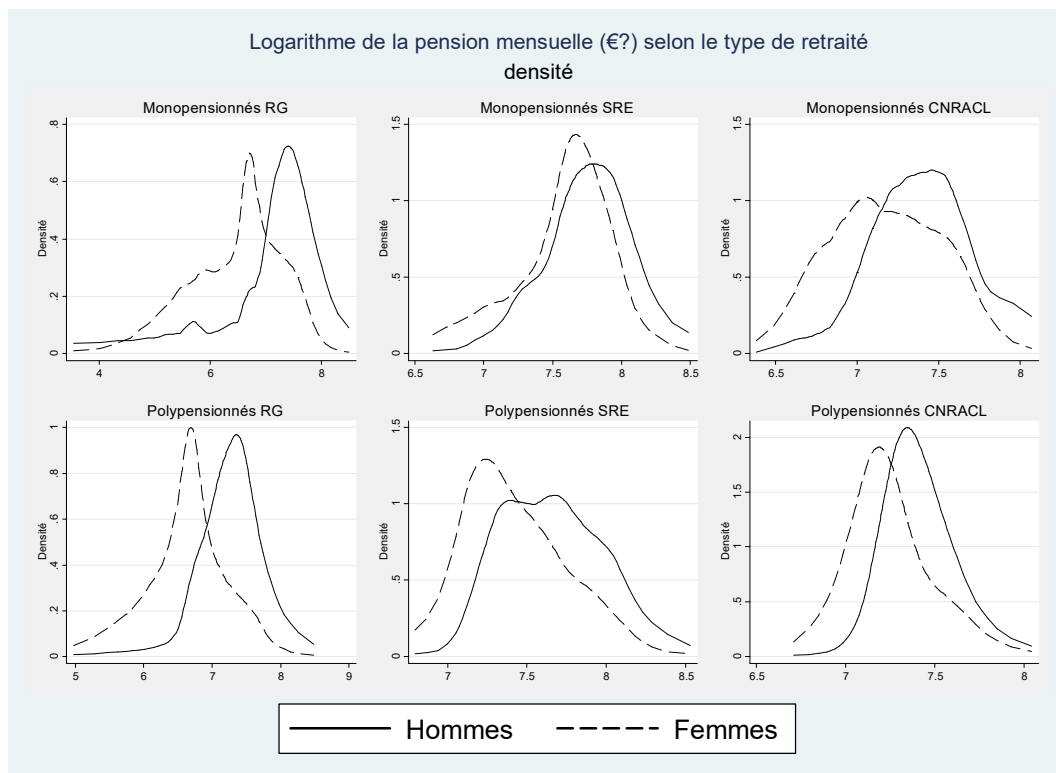
**2008**



Champ : ensemble des retraités de droit direct

Source : EIR 2008

**2012**



Champ : ensemble des retraités de droit direct

Source : EIR 2012

### 1.5 Distribution des principales caractéristiques

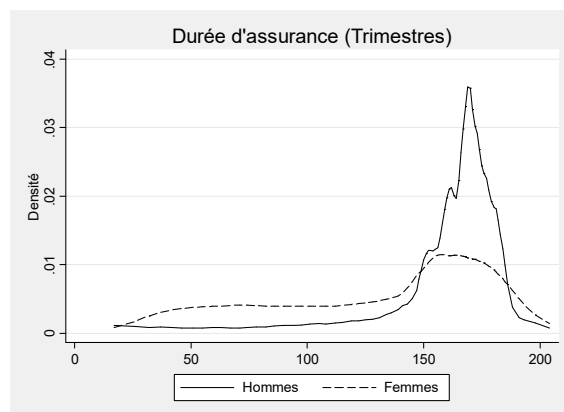
Le premier rapport avait mis en évidence que durées et salaires de référence étaient les deux principaux paramètres dans les différences entre les retraites des hommes et des femmes.

Les graphiques suivants présentent les distributions des durées prises en compte dans le calcul des retraites, puis celles des salaires de référence, en distinguant hommes et femmes, pour l'ensemble des retraités et pour chaque régime, en 2008 et 2012.

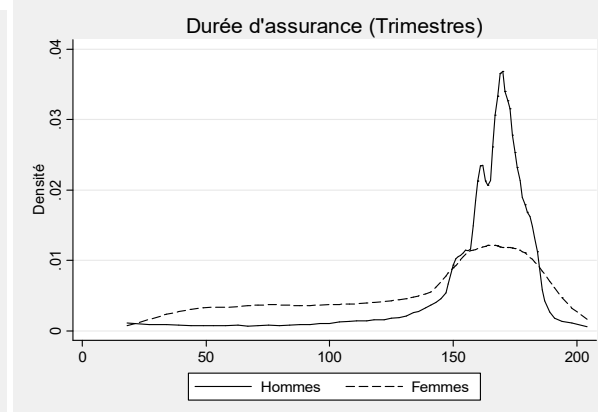
Les distributions de durée conservent de fortes différences entre hommes et femmes, la distribution des hommes étant beaucoup plus ramassée, avec un pic très fort autour de 160 trimestres, alors que celles des femmes est très dispersée, avec un grand nombre de retraitées ayant des durées inférieures à 50 trimestres (figure 1.3). Cette configuration générale tient beaucoup à celle du régime général (mono ou poly), les courbes étant d'allure très différentes dans la FPE (mono ou poly), où les durées d'assurance sont peu différentes selon le sexe<sup>9</sup>. Les profils pour la Fonction publique territoriale font apparaître quant à eux une sur-représentation des petites durées (moins de 100 trimestres), très marquées pour les femmes, mais également pour les hommes dans les monopensionnés.

**Figure 1.3. Distribution des durées validées pour les retraités des trois régimes**

**2008**



**2012**



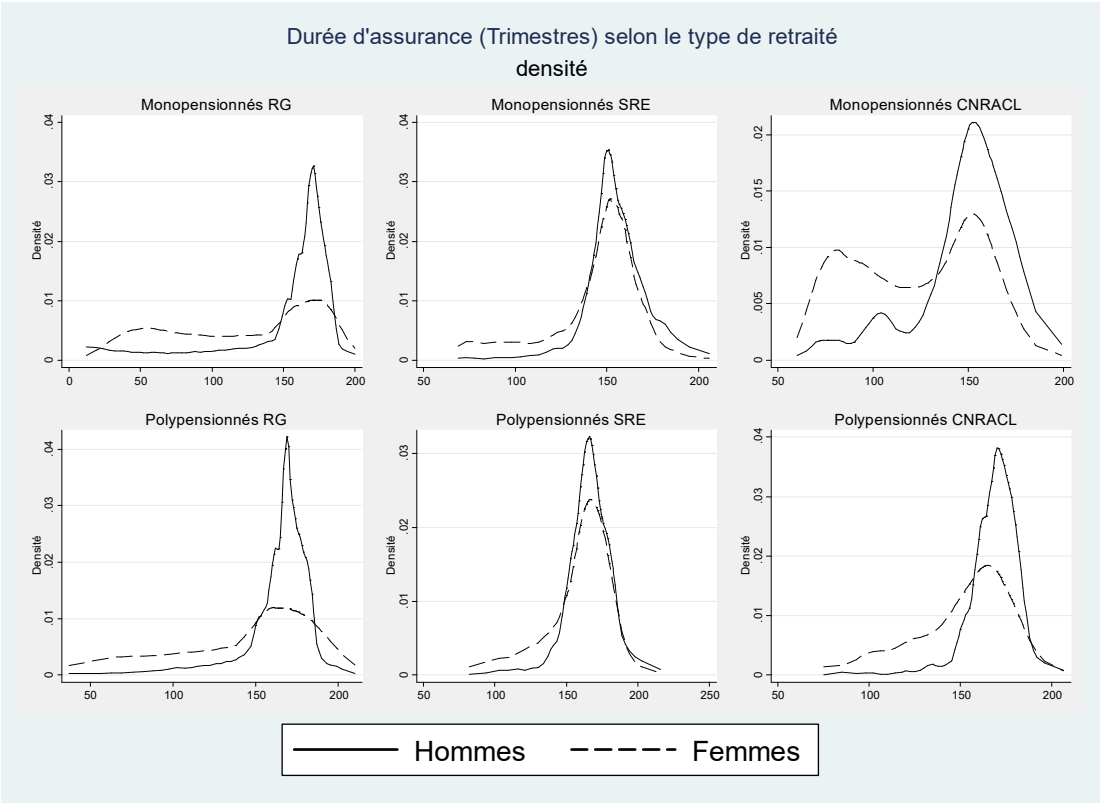
Champ : ensemble des retraités de droit direct

Source : EIR 2008 et 2012

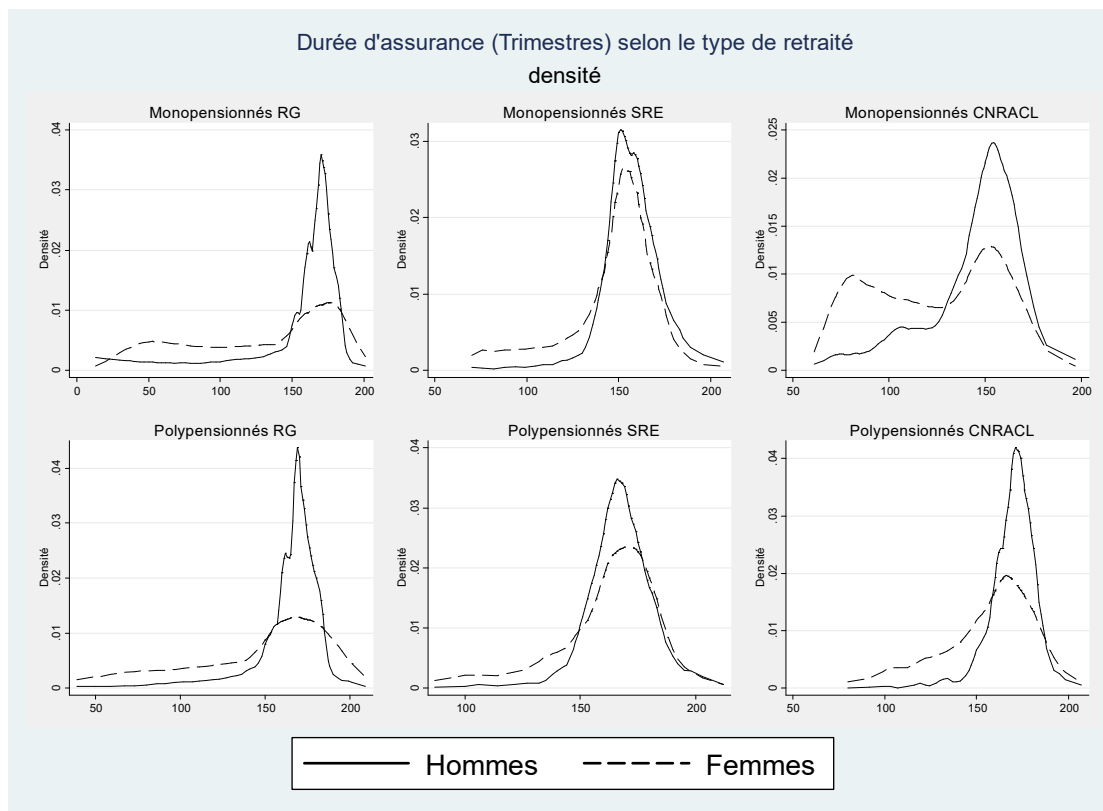
<sup>9</sup> Rappelons que les petites durées de service (moins de 15 ans) dans la Fonction publique sont rebasculées dans le régime général, ce qui élève mécaniquement la moyenne des durées validées dans la Fonction publique.

Figure 1.4. Distribution des durées validées par type de régime

2008



2012



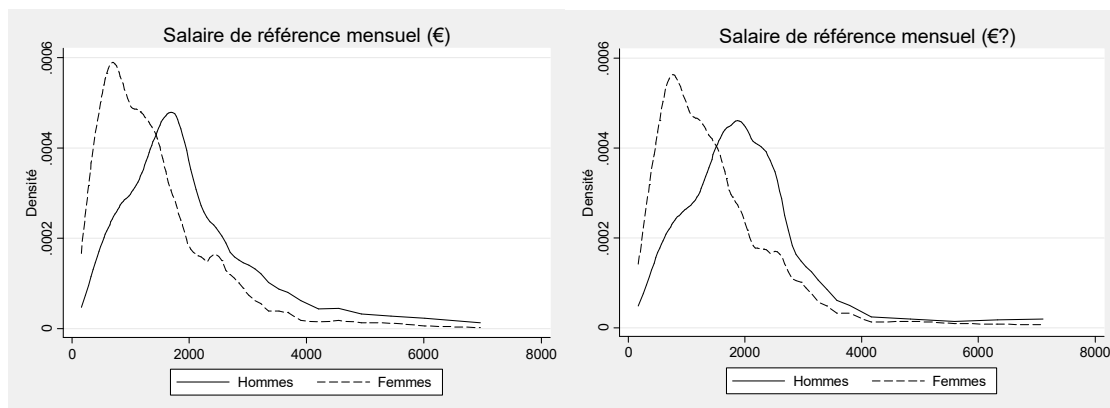
La distribution des salaires de référence est relativement proche pour les femmes en 2008 et 2012. Pour les hommes, les salaires très élevés sont moins présents en 2012 qu'en 2008 (queue de distribution à droite plus aplatie) et la distribution est plus « renflée » aux salaires autour du mode.

**Figure 1.5. Distribution des salaires de référence selon le sexe**

2008

2012





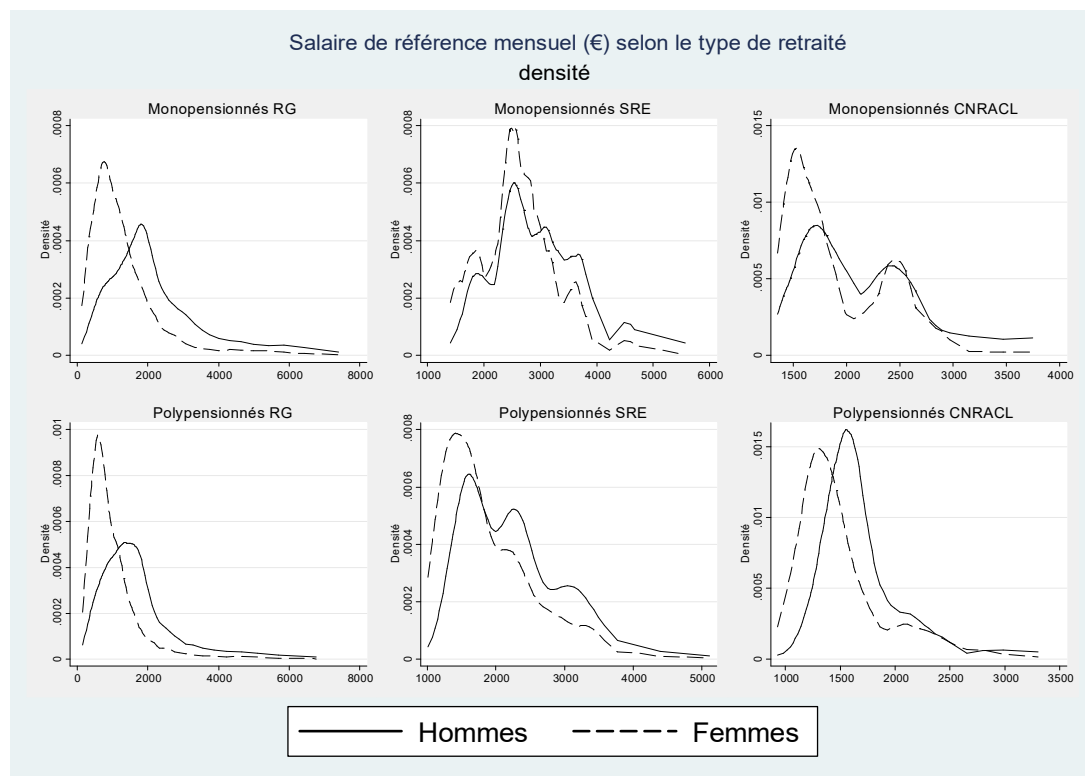
Champ : ensemble des retraités de droit direct

Source : EIR 2008 et 2012

On retrouve sans surprise des conclusions proches pour les mono et poly RG, conséquence logique de l'importance numérique du RG dans l'ensemble des retraites. On observe quelques évolutions, en particulier la distribution des mono CNRACL devient un peu plus bimodale, mais globalement il y a une grande inertie dans la forme des distributions des salaires de références.

**Figure 1.6. Distribution des salaires de référence selon le sexe par type de régime**

2008

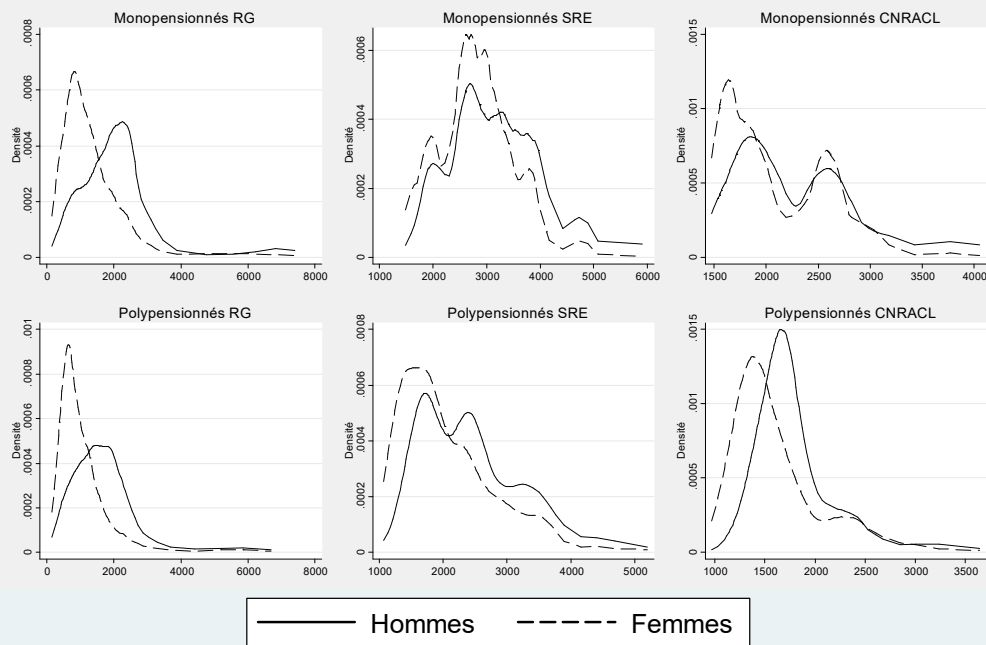


(\*) Attention : les abscisses des graphiques présentés ici ne sont pas à la même échelle, car certaines distributions auraient été trop écrasées et seraient peu lisibles.

2012

Salaire de référence mensuel (€) selon le type de retraité

densité



(\*) Attention : les abscisses des graphiques présentés ici ne sont pas à la même échelle, car certaines distributions auraient été trop écrasées et seraient peu lisibles.

## Conclusion

En 2012 comme en 2008, on constate des différences dans les catégories de pensions selon le sexe, Les femmes sont plus nombreuses à être monopensionnées, que ce soit au RG (autour de 55% de l'ensemble des femmes retraitées contre autour de 42 pour les hommes) ou dans la Fonction publique (hors militaires). Les hommes sont plus nombreux, en proportion, dans les différentes catégories de polypensionnés, en particulier « Polypensionnés RG » (environ 30% contre 18%).

La pension moyenne des femmes au Régime Général représente autour de 50 % de celle des hommes en 2008 comme en 2012. Les écarts sont plus faibles dans la Fonction publique, que ce soit au SRE (plus de 80% pour les monopensionnés) ou à la CNRACL (autour de 75% pour les mono, plus de 80% pour les polypensionnés). Il semble également que les écarts moyens se sont un peu resserrés entre ces deux dates, quel que soit le régime d'affiliation considéré.

Les distributions de pension ont peu évolué entre 2008 et 2012. La distribution des femmes reste toujours nettement à gauche de celle des hommes, ce qui reflète une plus grande fréquence des petites pensions plus fréquentes. On observe néanmoins que la distribution de l'ensemble des femmes a un peu changé, passant d'une forme avec un mode principal et deux modes secondaires, à une forme avec un mode principal accentué et un mode secondaire : cela correspondrait à une lente convergence vers la distribution des hommes.

Les distributions de durée conservent de fortes différences entre hommes et femmes, la distribution des hommes étant beaucoup plus ramassée, avec un pic très fort autour de 160 trimestres, alors que celles des femmes est très dispersée, avec un grand nombre de retraitées ayant des durées inférieures à 50 trimestres. La distribution des salaires de référence est relativement proche pour les femmes en 2008 et 2012. Enfin on observe aussi une grande inertie dans la distribution des salaires de référence.

## Chapitre 2. Décomposition des écarts de retraite entre hommes et femmes par régime

### 2.1 Introduction

Un des apports de la précédente recherche avait été la décomposition des écarts de pension entre hommes et femmes, non seulement à la moyenne, mais aussi à différents points de la distribution. En effet, identifier les facteurs qui jouent un rôle dans les écarts et quantifier leurs effets est primordial dès lors que l'on cherche à comprendre la construction des écarts. Travailler le long de la distribution permet de mettre en évidence que les éléments qui jouent un rôle dans les écarts à la moyenne varient le long de la distribution.

Les résultats trouvés pour 2008 ont été refaits avec les nouvelles bases, en appliquant les mêmes méthodologies. Ceux-ci apparaissent très robustes, avec les mêmes ordres de grandeur en 2012 qu'en 2008. Les durées de contribution validées sont le premier facteur des écarts en bas de la distribution, alors que les salaires de référence jouent en haut. Par ailleurs, les minima contribuent un peu à réduire les écarts entre les retraites des hommes et des femmes en bas de la distribution, mais leur influence continue à jouer à des déciles relativement élevés.

Le chapitre sera très court et les commentaires brefs car il s'agissait ici principalement de s'assurer de la qualité des données 2012 sur les distributions des retraites et de la cohérence des résultats avec ceux trouvés pour 2008.

### 2.2. La décomposition des écarts à la moyenne selon les caractéristiques individuelles

Nous avons donc repris exactement la même procédure (décomposition à la « Oaxaca-Blinder ») que pour le rapport 2015 (cf annexe 1). Rappelons que dans la décomposition de la différence moyenne, il s'agit d'identifier le poids des caractéristiques responsables de l'écart des pensions entre les hommes et les femmes. Les facteurs à prendre en compte découlent directement du mode de calcul des pensions. Comme les femmes ont en moyenne des carrières plus courtes et des salaires moindres, elles auront des pensions plus faibles. Les autres facteurs susceptibles de jouer sur le niveau des pensions sont la présence d'au moins 3 enfants (et la bonification afférente) et l'invalidité<sup>10</sup>. L'âge de départ joue aussi un rôle puisqu'il résulte d'un arbitrage entre un départ plus ou moins tardif et le niveau de la pension. Le dernier facteur à prendre en compte est la structure par cohortes. Comme la législation a évolué au fil du temps et que nous travaillons sur le stock de retraités, le lien entre durée, salaire,..., et pension peut dépendre des années de naissance, puisque les

---

<sup>10</sup> L'invalidité permet d'obtenir le taux plein dès 60 ans, donc deux personnes ayant même durée validée et même salaire et partant à 60 ans n'auront pas la même pension si la durée est insuffisante pour avoir le taux et que l'une est invalide et que l'autre ne l'est pas.

différentes cohortes ne se sont pas vues appliquer la même législation. De plus, du fait de la mortalité différentielle, les survivants des générations les plus anciennes sont souvent les personnes dont les pensions sont les plus élevées.

## 2.3. Résultats

Nous présentons deux séries de tableaux, en appliquant la même méthode aux données 2008 et 2012, d'abord sans prendre en compte dans les facteurs les minima (tableau 2.1), puis en les rajoutant (tableau 2.2.). A chaque fois, nous faisons la décomposition pour l'ensemble et séparément par type de régime, en distinguant mono et polypensionnés. Par rapport aux résultats de 2015, la part expliquée est plus grande grâce à une meilleure identification des variables ; mais les résultats fondamentaux ne sont pas modifiés.

Ainsi, en 2008 comme en 2012, les salaires et la durée de contribution sont les premiers facteurs des différences. Les durées pèsent beaucoup dans le régime général et la CNRACL, et beaucoup moins dans le SRE. Toutefois, et bien que l'on considère ici l'ensemble des retraités, donc avec beaucoup d'inertie dans les variations compte tenu que seulement 4 ans séparent les deux bases, le poids de la durée recule un peu entre les deux dates, surtout parmi les monopensionnés du régime général et de la CNRACL. Cela conforte l'idée que plus de retraités ont eu des carrières complètes et justifient d'approfondir les changements à âge constant (cf. chapitres 4 et 5).

En ce qui concerne les minima, ils jouent toujours un rôle assez important de diminution des écarts en 2008 et 2012 dans le régime général pour les monopensionnés, sans qu'il y ait d'évolution perceptible entre les deux dates. Dans les autres régimes, son rôle est très faible, voire le plus souvent nul.

**Tableau 2.1 Décomposition des écarts de retraite moyen (en log) pour l'ensemble et par type de pensionné**

2008	Ens		RG		SRE		CNRACL		Ens	Mono	Poly
	Ens		Mono	Poly	Ens	Mono	Poly				
<b>Hommes</b>	7,168	7,100	7,039	7,183	7,659	7,700	7,604	7,366	7,360	7,367	
<b>Femmes</b>	6,553	6,374	6,335	6,489	7,448	7,496	7,326	7,131	7,082	7,171	
<b>Ecart total</b>	<b>0,614</b>	<b>0,726</b>	<b>0,704</b>	<b>0,694</b>	<b>0,211</b>	<b>0,204</b>	<b>0,278</b>	<b>0,235</b>	<b>0,278</b>	<b>0,196</b>	
<b>Ecart expliqué</b>	0,505	0,566	0,677	0,390	0,170	0,193	0,211	0,199	0,265	0,152	
<i>dû à la durée</i>	0,241	0,292	0,264	0,182	0,072	0,074	0,034	0,155	0,173	0,077	
<i>dû au salaire</i>	0,306	0,337	0,497	0,226	0,091	0,121	0,164	0,042	0,093	0,081	
<i>dû à l'âge de départ</i>	-0,013	-0,024	-0,036	-0,002	0,000	-0,001	0,002	-0,007	-0,003	-0,009	
<i>dû aux enfants</i>	0,001	0,000	0,000	-0,001	0,006	0,002	0,011	0,004	-0,006	0,006	
<i>dû à l'invalidité</i>	-0,008	-0,014	-0,023	-0,002	0,000	-0,001	-0,001	0,000	0,001	-0,002	
<i>dû à l'origine</i>	-0,018	-0,020	-0,021	-0,012	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	
<i>dû aux cohortes</i>	-0,005	-0,005	-0,003	-0,001	0,000	-0,002	0,000	0,006	0,007	-0,003	
<b>Part expliquée</b>	82,15	77,96	96,07	56,21	80,31	94,72	75,81	84,62	95,60	77,25	
<b>Ecart inexpliqué</b>	0,110	0,160	0,028	0,304	0,042	0,011	0,067	0,036	0,012	0,045	
<b>Part inexpliquée</b>	17,85	22,04	3,93	43,79	19,69	5,28	24,19	15,38	4,40	22,75	

Source : EIR 2008

2012	Ens		RG		SRE		CNRACL		Ens	Mono	Poly
	Ens		Mono	Poly	Ens	Mono	Poly				
<b>Hommes</b>	7,236	7,167	7,095	7,278	7,728	7,765	7,681	7,427	7,435	7,425	
<b>Femmes</b>	6,669	6,492	6,456	6,603	7,521	7,571	7,417	7,211	7,168	7,243	
<b>Ecart total</b>	<b>0,567</b>	<b>0,676</b>	<b>0,639</b>	<b>0,675</b>	<b>0,207</b>	<b>0,194</b>	<b>0,265</b>	<b>0,215</b>	<b>0,267</b>	<b>0,182</b>	
<b>Ecart expliqué</b>	0,466	0,527	0,633	0,369	0,167	0,181	0,207	0,188	0,240	0,142	
<i>dû à la durée</i>	0,210	0,255	0,217	0,179	0,066	0,070	0,031	0,138	0,147	0,072	
<i>dû au salaire</i>	0,303	0,337	0,505	0,206	0,094	0,115	0,163	0,047	0,085	0,080	
<i>dû à l'âge de départ</i>	-0,012	-0,019	-0,027	-0,007	0,001	-0,002	0,003	-0,010	-0,009	-0,009	
<i>dû aux enfants</i>	0,000	0,000	0,000	-0,001	0,005	0,001	0,011	0,003	-0,003	0,004	
<i>dû à l'invalidité</i>	-0,012	-0,018	-0,030	-0,003	-0,001	-0,001	-0,002	-0,001	0,002	-0,002	

<i>dû à l'origine</i>	-0,020	-0,022	-0,026	-0,008	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000
<i>dû aux cohortes</i>	-0,003	-0,006	-0,006	0,002	0,002	-0,002	0,001	0,011	0,018	-0,003
<b><i>Part expliquée</i></b>	82,14	77,98	99,08	54,62	80,99	93,21	78,36	87,19	90,08	78,17
<b><i>Ecart inexpliqué</i></b>	0,101	0,149	0,006	0,306	0,039	0,013	0,057	0,028	0,026	0,040
<b><i>Part inexpliquée</i></b>	17,86	22,02	0,92	45,38	19,01	6,79	21,64	12,81	9,92	21,83

Source : EIR 2012



**Tableau 2.2. Décomposition des écarts de retraite (en log) pour l'ensemble et par régime – Effet des minima**

2008	Ens		RG		SRE			CNRACL		
		Ens	Mono	Poly	Ens	Mono	Poly	Ens	Mono	Poly
Hommes	7,168	7,100	7,039	7,183	7,659	7,700	7,604	7,366	7,360	7,367
Femmes	6,553	6,374	6,335	6,489	7,448	7,496	7,326	7,131	7,082	7,171
Ecart total	0,614	0,726	0,704	0,694	0,211	0,204	0,278	0,235	0,278	0,196
Ecart expliqué	0,507	0,573	0,662	0,390	0,173	0,193	0,211	0,197	0,266	0,153
dû à la durée	0,231	0,279	0,236	0,182	0,071	0,074	0,034	0,157	0,183	0,078
dû au salaire	0,359	0,390	0,651	0,228	0,095	0,121	0,164	0,038	0,099	0,078
dû à l'âge de départ	-0,008	-0,017	-0,014	-0,002	0,001	-0,001	0,002	-0,007	-0,003	-0,008
dû aux enfants	0,001	0,000	0,000	-0,001	0,006	0,002	0,011	0,004	-0,006	0,006
dû à l'invalidité	-0,007	-0,012	-0,016	-0,002	0,000	-0,001	-0,001	0,000	0,001	-0,002
dû à l'origine	-0,015	-0,018	-0,018	-0,012	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
dû aux cohortes	-0,005	-0,007	-0,007	-0,001	0,000	-0,002	0,000	0,007	0,007	-0,002
dû aux minima	-0,047	-0,043	-0,170	-0,001	0,000	0,000	0,000	-0,002	-0,016	0,003
Part expliquée	82,50	78,94	93,94	56,20	81,74	94,72	75,82	83,57	95,63	77,80
Ecart inexpliqué	0,107	0,153	0,043	0,304	0,039	0,011	0,067	0,039	0,012	0,044
Part inexpliquée	17,50	21,06	6,06	43,80	18,26	5,28	24,18	16,43	4,37	22,20

Source : EIR 2008

2012	Ens		RG		SRE			CNRACL			
		Ens	Mono	Poly	Ens	Mono	Poly	Ens	Mono	Poly	
Hommes		7,236	7,167	7,095	7,278	7,728	7,765	7,681	7,427	7,435	7,425
Femmes		6,669	6,492	6,456	6,603	7,521	7,571	7,417	7,211	7,168	7,243
Ecart total		0,567	0,676	0,639	0,675	0,207	0,194	0,265	0,215	0,267	0,182
Ecart expliqué		0,465	0,532	0,619	0,369	0,171	0,181	0,207	0,182	0,239	0,142
dû à la durée		0,199	0,240	0,182	0,179	0,066	0,071	0,031	0,138	0,158	0,073
dû au salaire		0,353	0,394	0,671	0,206	0,099	0,116	0,163	0,043	0,090	0,076
dû à l'âge de départ		-0,007	-0,013	-0,004	-0,007	0,001	-0,002	0,003	-0,011	-0,009	-0,009
dû aux enfants		0,000	0,000	0,000	-0,001	0,005	0,001	0,011	0,003	-0,003	0,004

<i>dû à l'invalidité</i>	-0,010	-0,015	-0,019	-0,003	-0,001	-0,001	-0,002	-0,001	0,002	-0,002
<i>dû à l'origine</i>	-0,018	-0,020	-0,022	-0,008	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000
<i>dû aux cohortes</i>	-0,003	-0,005	-0,007	0,002	0,001	-0,002	0,001	0,015	0,017	-0,004
<b><i>dû aux minima</i></b>	<b>-0,049</b>	<b>-0,049</b>	<b>-0,182</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>-0,002</b>	<b>-0,001</b>	<b>-0,005</b>	<b>-0,018</b>	<b>0,002</b>
<b><i>Part expliquée</i></b>	82,01	78,68	96,88	54,62	82,57	93,15	78,23	84,57	89,57	77,96
<b><i>Ecart inexpliqué</i></b>	0,102	0,144	0,020	0,306	0,036	0,013	0,058	0,033	0,028	0,040
<b><i>Part inexpliquée</i></b>	17,99	21,32	3,12	45,38	17,43	6,85	21,77	15,43	10,43	22,04

Source : EIR 2012

## 2.4. Décomposition aux différents quantiles

Dans ce paragraphe nous passons à la décomposition le long de la distribution. La méthodologie, développée dans le premier rapport, est rappelée dans l'annexe 2. Intuitivement, il s'agit de décomposer les écarts entre les différents facteurs identifiables, à chaque centile de la distribution.

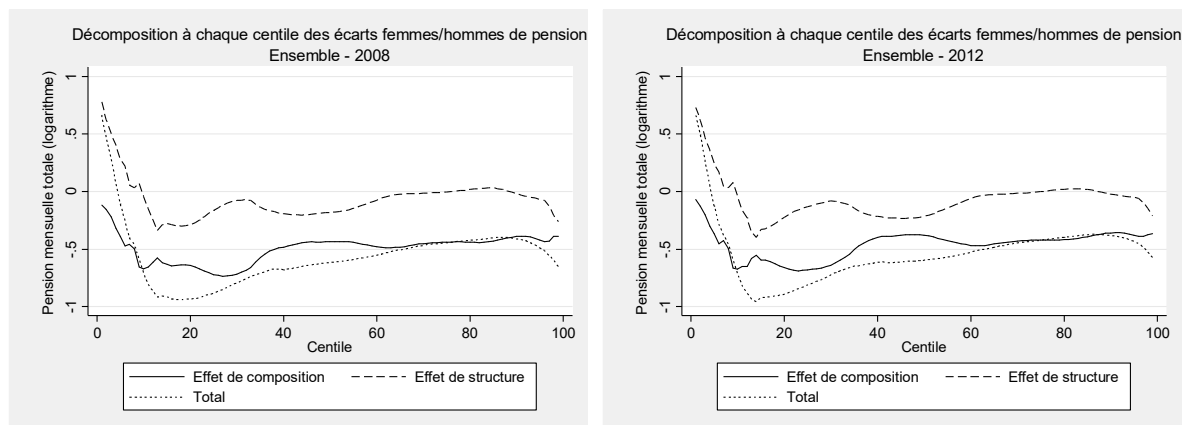
Comme précédemment, nous avons procédé en deux étapes, d'abord en excluant les minima, ensuite en les réintégrant. Pour chaque champ nous présentons les résultats d'abord pour 2008, ensuite pour 2012.

La figure 2.1 retrace la distribution des écarts entre les femmes et les hommes à chaque centile (courbe en pointillé), la distribution de l'écart dû à l'ensemble des effets de composition (différences des durées, des salaires de référence, etc) (courbe en continu) et la distribution de l'effet de structure, ou part inexpliquée (normalement assez proche de zéro sauf aux tous premiers déciles où les non-linéarités affectent la précision de la décomposition). L'écart des retraites est en dessous de zéro tout au long de la distribution, tant en 2008 qu'en 2012. Les formes des distributions sont globalement similaires les deux années, quel que soit le régime de retraite considéré. Il semblerait néanmoins que les écarts soient moins prononcés en défaveur des femmes autour de la médiane.

La figure 2.2 redonne à la première ligne la décomposition globale, puis à la seconde ligne les décompositions par écarts de caractéristiques, à gauche, revenu de référence, durée de contribution, âge de départ et nationalité, à droite les mêmes éléments plus l'écart lié aux minima. Là encore les formes des distributions sont globalement les mêmes en 2008 et 2012, avec toutefois quelques variations plutôt dans le sens d'une réduction des écarts de durée au-delà de la médiane pour le régime général, et légèrement des écarts de salaire de référence.

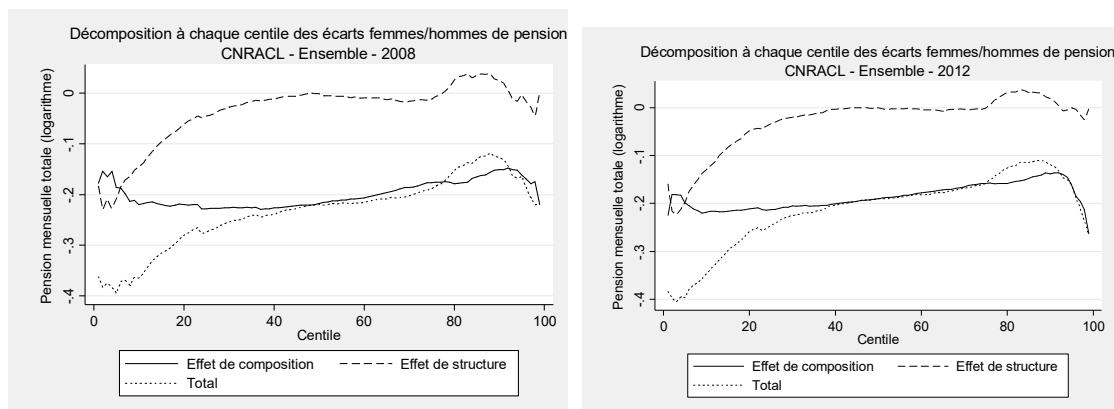
**Figure 2.1. Décomposition des écarts de retraite entre les hommes et les femmes aux différents centiles.**

**A Ensemble du champ**

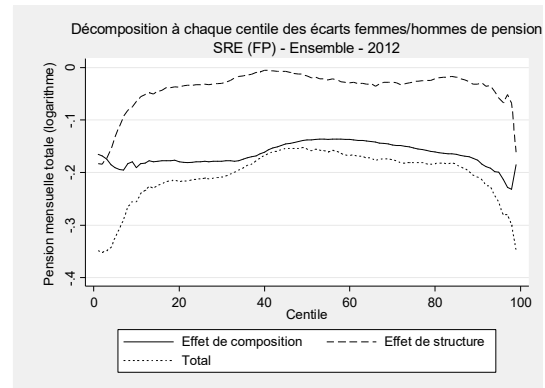
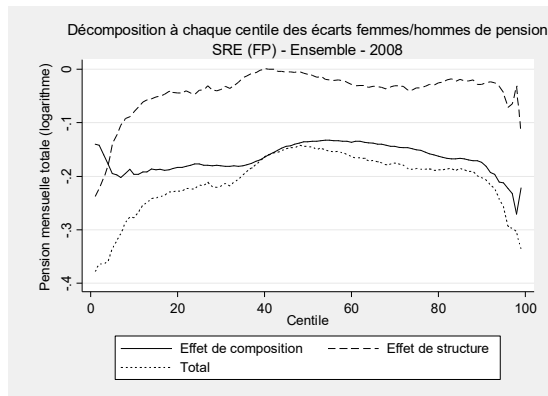


Source : EIR 2008 et 2012

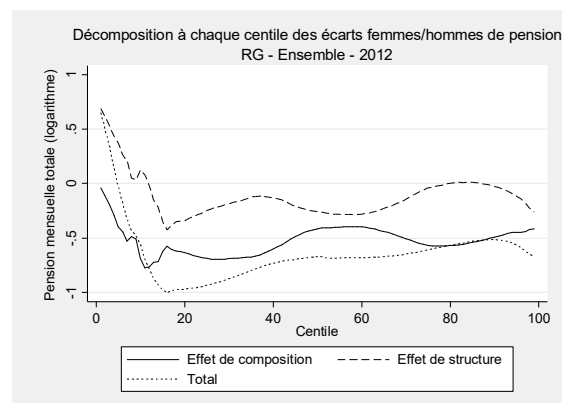
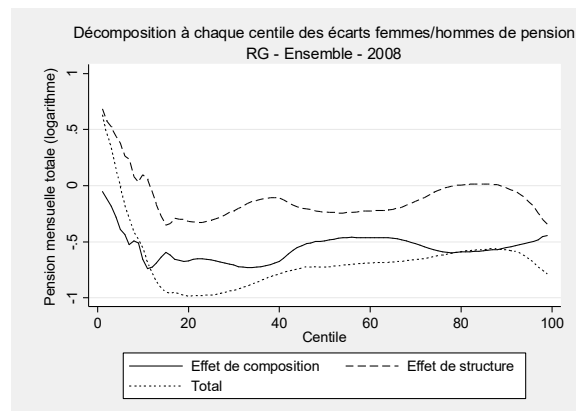
**B. CNRACL**



**C. SRE**

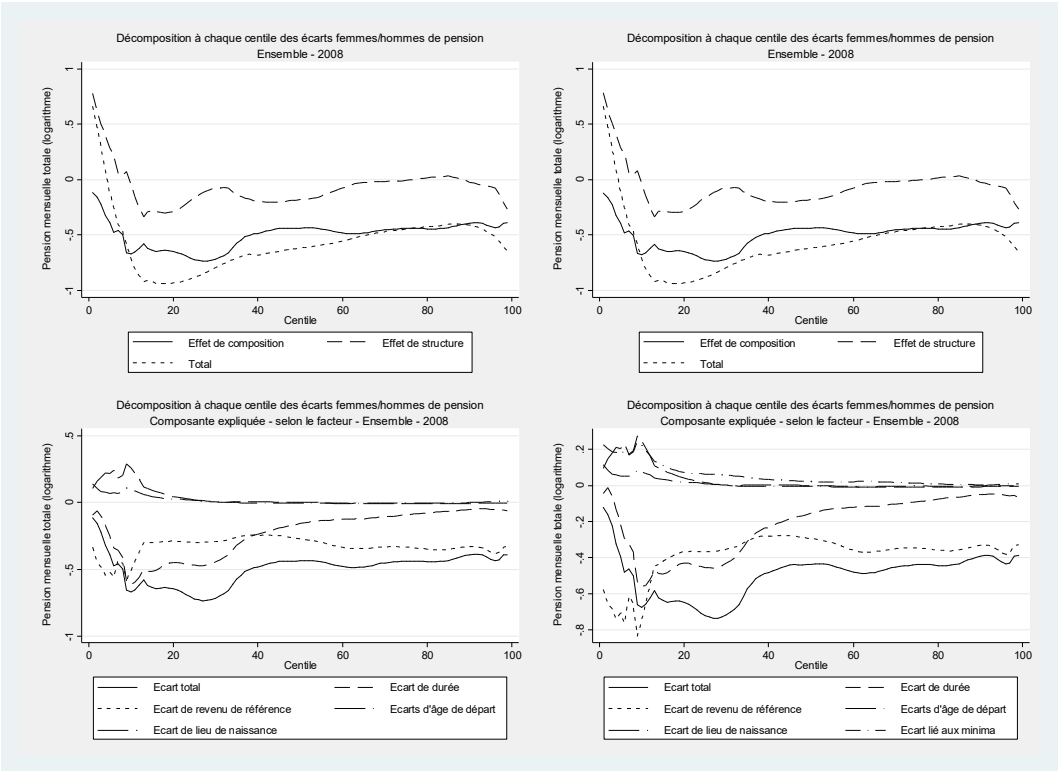


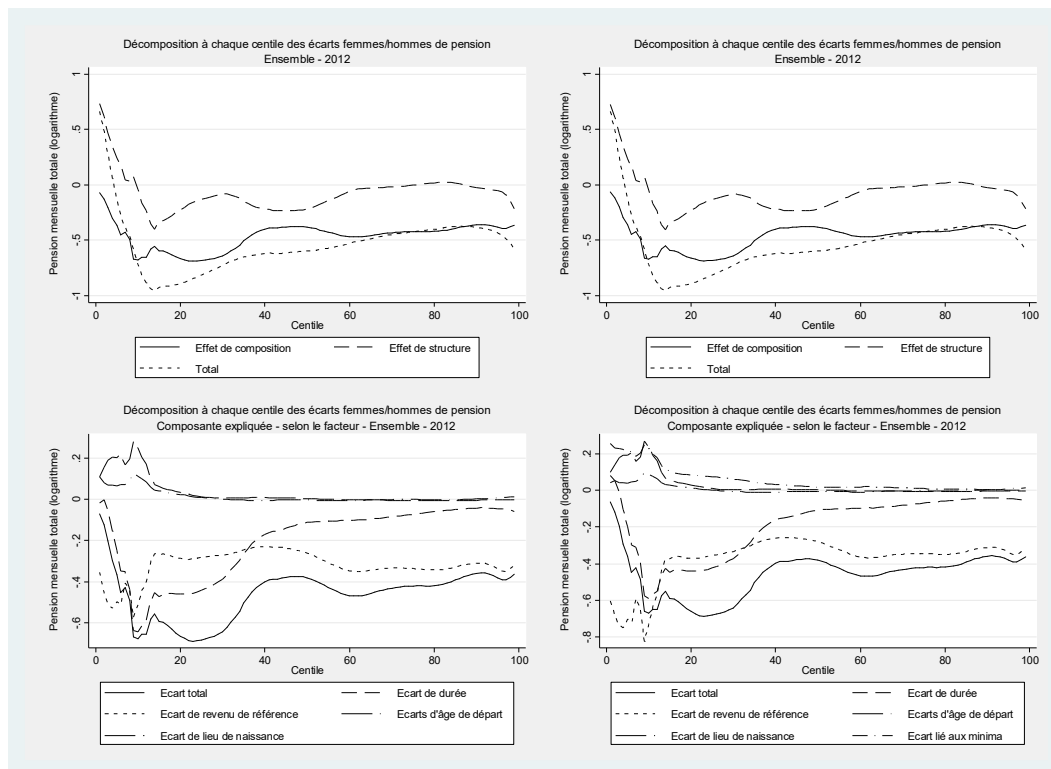
## D. RG



Source : EIR 2008 et 2012

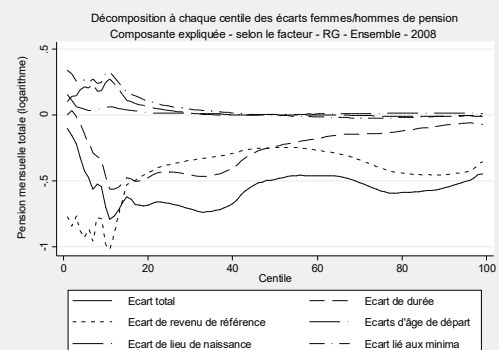
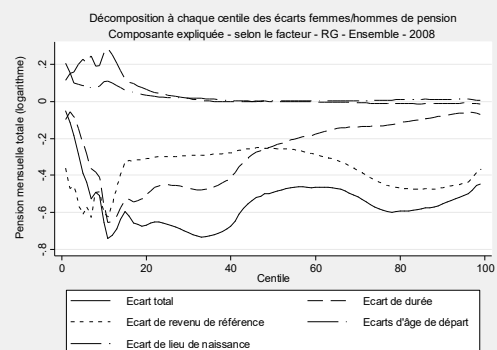
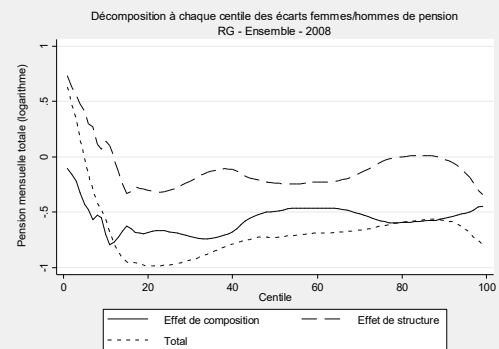
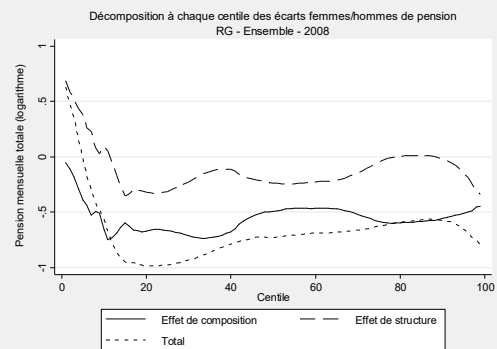
Figure 2.2. Décomposition des écarts de retraite entre les hommes et les femmes aux différents centiles. Ensemble

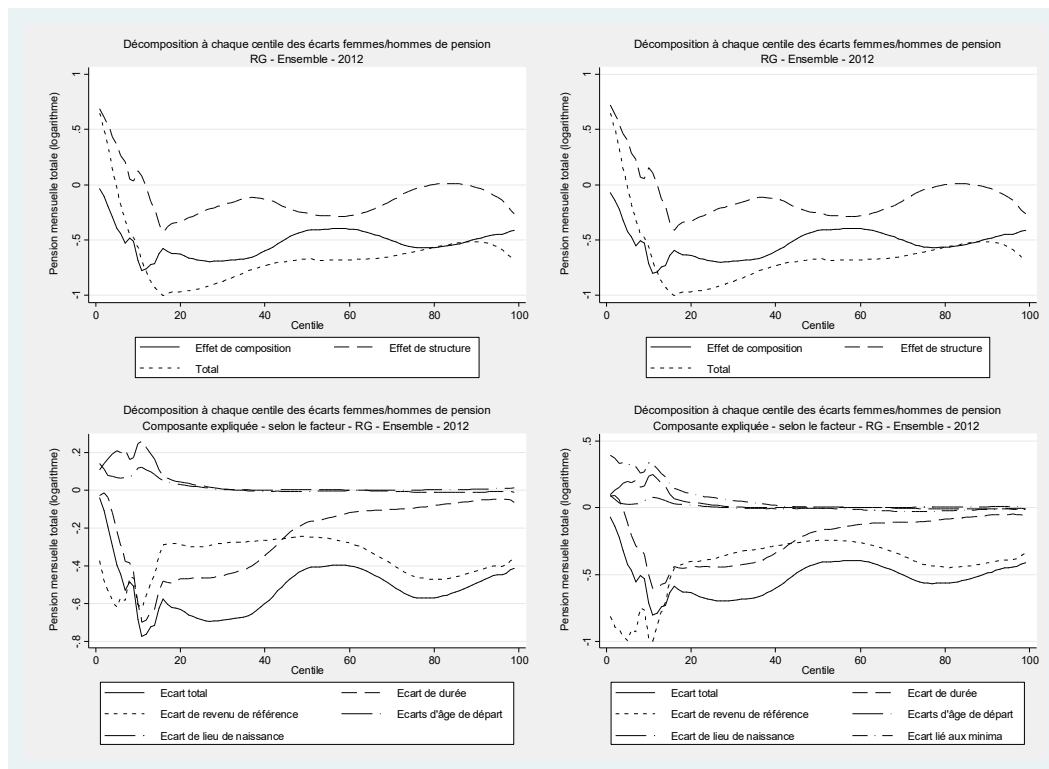




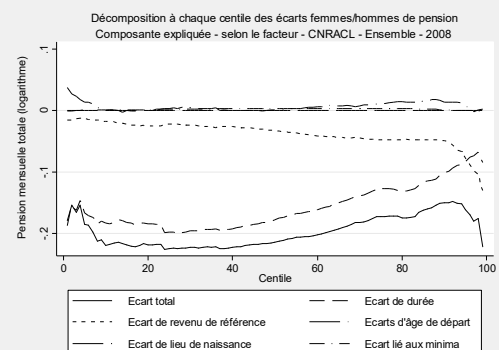
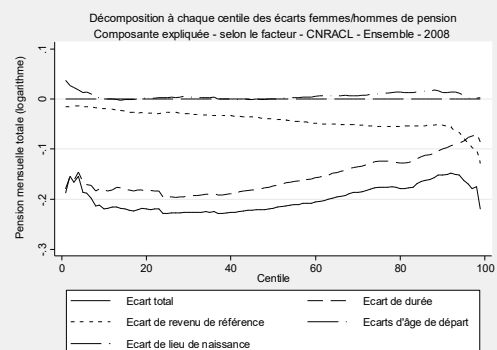
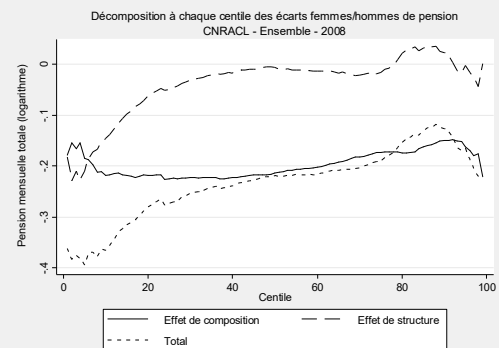
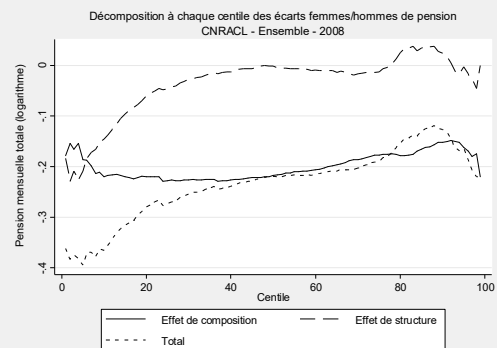
### Régime général (monopensionnés et polypensionnés)

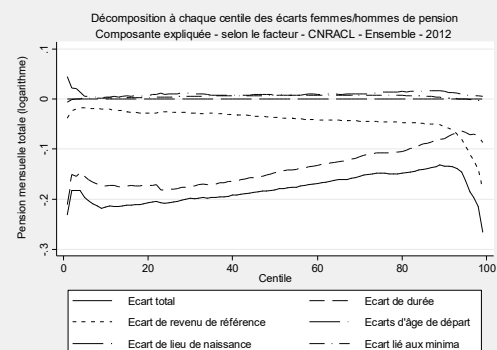
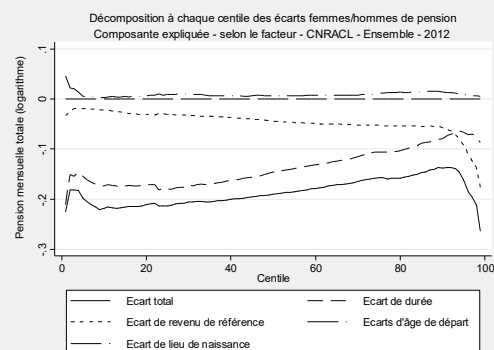
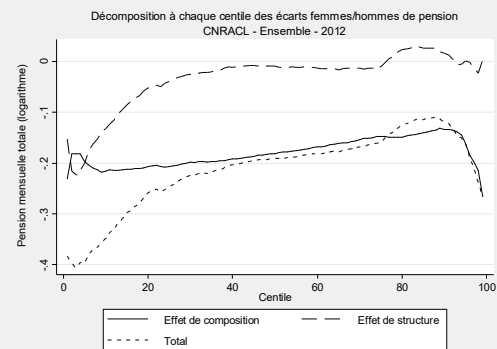
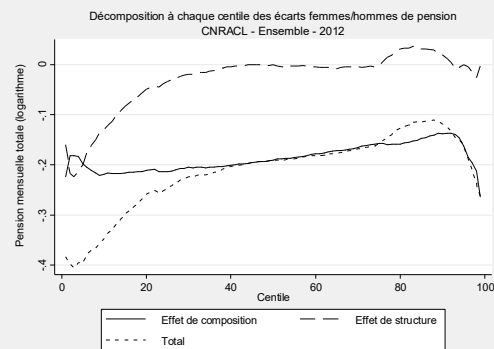




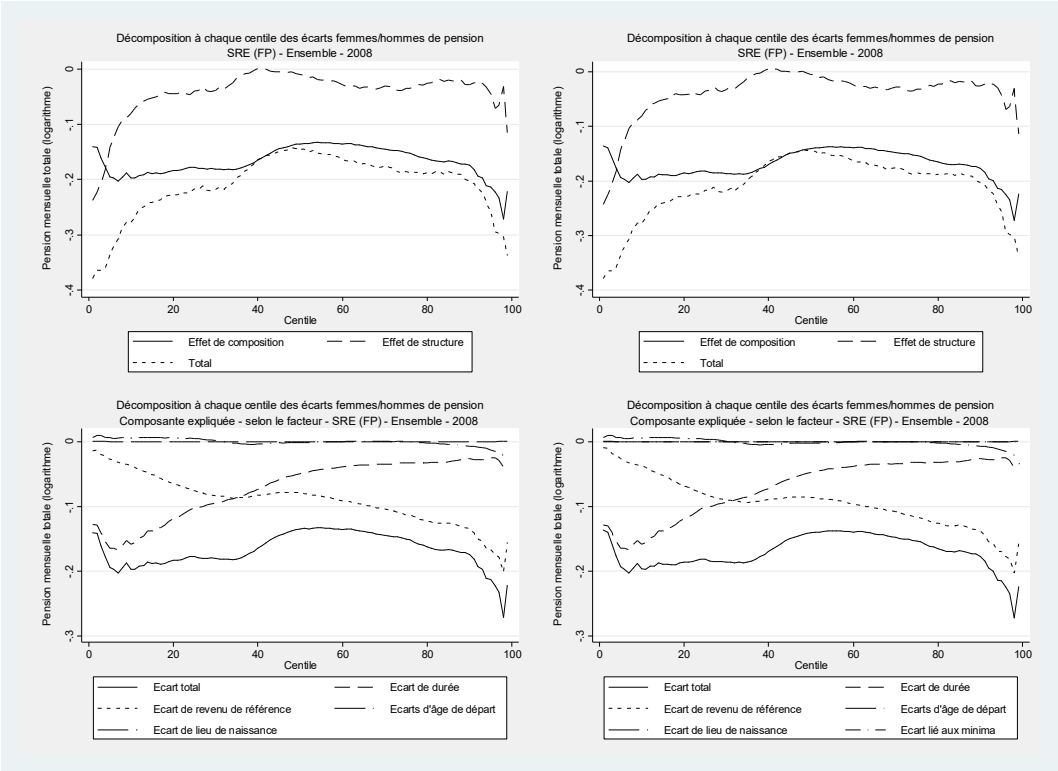


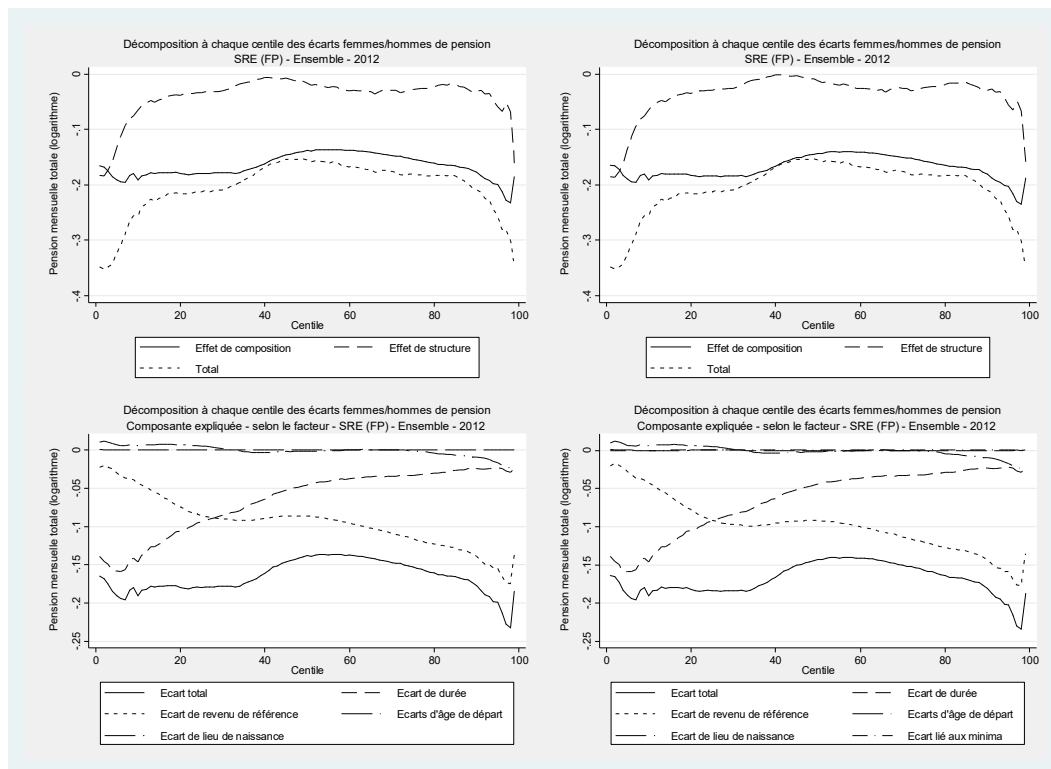
**CNRACL (monopensionnés et polypensionnés)**





**SRE (monopensionnés et polypensionnés)**





Source : EIR 2008 et 2012

Note : les graphiques ne représentent les effets que des principaux – les estimations prennent cependant en compte tous les facteurs. Les échelles verticales peuvent différer d'un graphique à l'autre.



## Chapitre 3. Rôle des différentes composantes et des éléments de calculs des pensions dans les dispersions des retraites des hommes et des femmes

### 3.1. Introduction

Le chapitre 2 avait pour objet de présenter les différences à la moyenne et le long de la distribution entre les hommes et les femmes. Ici, nous nous intéressons aux inégalités au sein de chacune des sous-populations, parmi les femmes et parmi les hommes, ainsi qu'à leurs composantes. La comparaison des situations entre 2008 et 2012 permettra de mettre en évidence des changements éventuels.

Nous utilisons comme indicateur synthétique des inégalités l'indice de Gini, couramment utilisé dans les travaux sur les inégalités<sup>11</sup>, calculé séparément pour les hommes et pour les femmes dans chaque type de régime. Nous décomposons cet indice par composantes des retraites (pension de base, complémentaire, minimum contributif, droits dérivés), puis par éléments du calcul de la pension (durée, salaire de référence, nombre d'enfants, génération d'appartenance, autres pensions). L'objectif est, une fois le niveau de dispersion calculé, d'évaluer la contribution de chaque composante ou chaque élément de calcul à cette dispersion. Cela permet d'identifier les facteurs jouant un rôle important dans les disparités de retraite. La méthodologie utilisée est la même que celle du rapport 2015 et est reportée dans l'annexe 3. Un point important à souligner, abordé rapidement dans le rapport de 2015, concerne les pensions de réversion. En effet, lorsqu'on s'intéresse aux inégalités de retraite entre hommes et femmes, il faut non seulement considérer les droits directs, acquis en contrepartie d'une activité professionnelle (salaires et durées de cotisation), mais aussi les pensions de réversion. Ces dernières sont en effet versées majoritairement aux femmes (dans 90 % des cas), cette surreprésentation n'étant pas liée aux trajectoires professionnelles mais à leur espérance de vie plus longue et à l'écart d'âge moyen entre époux, les hommes étant en moyenne plus âgés que leurs conjointes (Vanderschelden, 2006a). Cet intérêt pour les pensions de réversion est renforcé par le fait qu'il n'est pas évident d'appréhender en amont la contribution de ces dispositifs à la dispersion des pensions à l'intérieur du groupe des hommes et des femmes. D'une part, la spécialisation conjugale et le plus fort investissement des femmes dans les tâches domestiques aboutissant à de plus faibles pensions de droit propre, la pension de réversion vient en quelque sorte compenser cette situation et bénéficie au bas de la distribution. Elles contribuent ainsi à une réduction des disparités de pension totale. D'un autre côté, l'homogamie toujours importante (le fait de se marier entre personnes de même catégorie sociale ; ou niveau d'éducation, voir Vanderschelden, 2006b ; Bouchet-Valat, 2014) peut jouer en sens inverse. Les deux conjoints peuvent tous les deux avoir des carrières longues conduisant à une pension de réversion corrélée positivement aux droits propres de la veuve, en particulier dans les régimes de retraite dans lesquels la pension de réversion n'est pas sous conditions de ressources<sup>12</sup>.

---

<sup>11</sup> Rappelons que l'inégalité est d'autant plus élevée que l'indice est proche de 1.

<sup>12</sup> Une telle condition existe dans le régime général, mais pas dans les régimes complémentaires, ni dans le régime de retraite de la fonction publique.



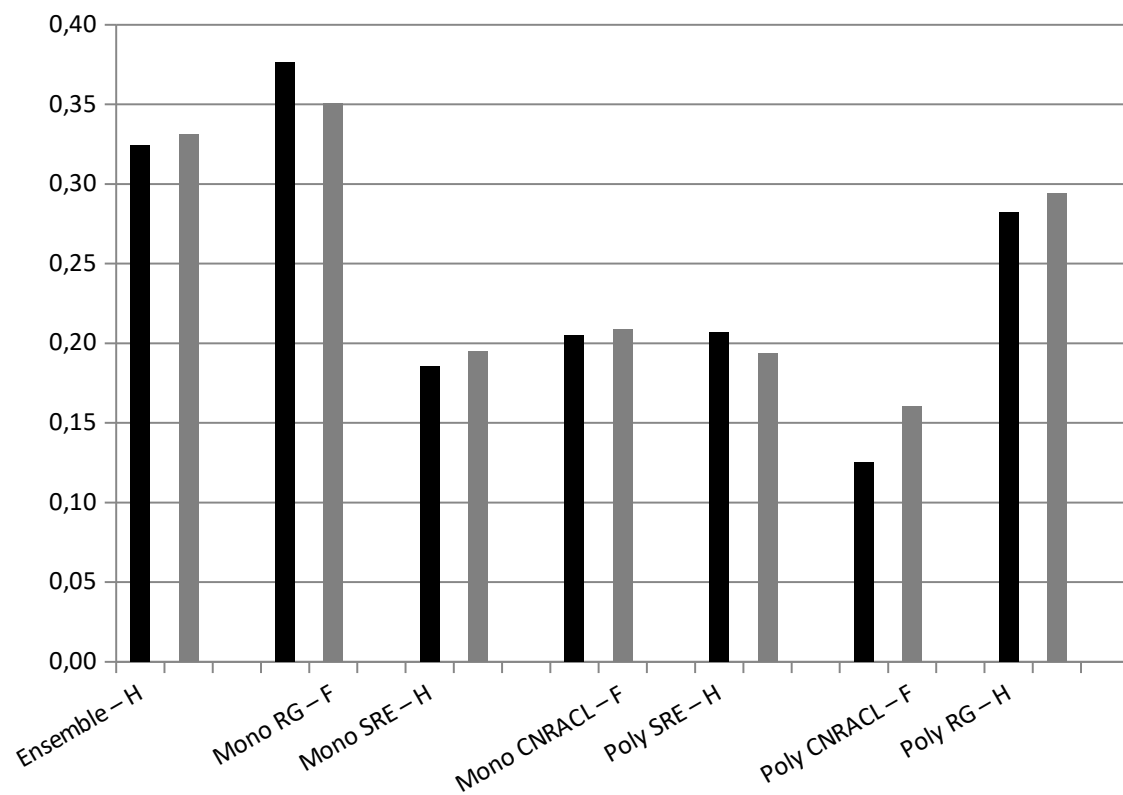
### 3.2. Les mesures de la dispersion des pensions avec l'indice de Gini

Les différences sont faibles entre les hommes et les femmes pour un régime donné, en 2008 comme en 2012 (figure 3.1). Si les coefficients de Gini sont proches entre les hommes et les femmes, les différences sont marquées entre les régimes. Ainsi, la dispersion est beaucoup plus élevée au régime général, de l'ordre de 0,35 (monopensionnés), qu'à la CNRACL ou dans la fonction publique civile, de l'ordre de moins de 0,2. Ce constat peut provenir en partie du fait que les pensions inférieures à 15 ans dans la fonction publique sont rebasculées dans le régime général. Mais cela reflète aussi le caractère plus heurté des carrières du secteur privé que dans le public, ainsi que des structures de population différentes. Ainsi, par rapport au secteur privé, les salariés du secteur public se caractérisent par une homogénéité des qualifications, ces dernières étant en moyenne plus élevées dans la fonction publique d'Etat, et une hiérarchie salariale plus resserrée (Meurs et al., 2015).

On ne constate pas d'évolution marquée sur la période. La dispersion des pensions de retraite au sein de l'ensemble des retraités de notre champ, hommes et femmes confondus est restée stable. Le coefficient de Gini s'établit à 0,34 en 2008 et à 0.33 en 2012. Cette évolution résulte principalement de la combinaison de deux évolutions structurelles: en premier lieu, la modification de la proportion des affiliés de chaque régime dans l'ensemble des retraités - la dispersion au sein des retraités du régime général, et en particulier des monopensionnés de ce régime, étant plus élevée que dans les autres régimes, avoir davantage de RG accroît l'inégalité -, en second lieu l'évolution de la dispersion au sein de chaque régime. La variation la plus perceptible, mais qui demeure très faible, concerne les hommes monopensionnés du RG. L'indice de Gini baisse de 0.376 à 0.364, ce qui s'explique essentiellement par une réduction de la dispersion des durées sur la période. L'inégalité des pensions au sein des femmes monopensionnées du RG reste elle quasi stable (tableau 3.1).

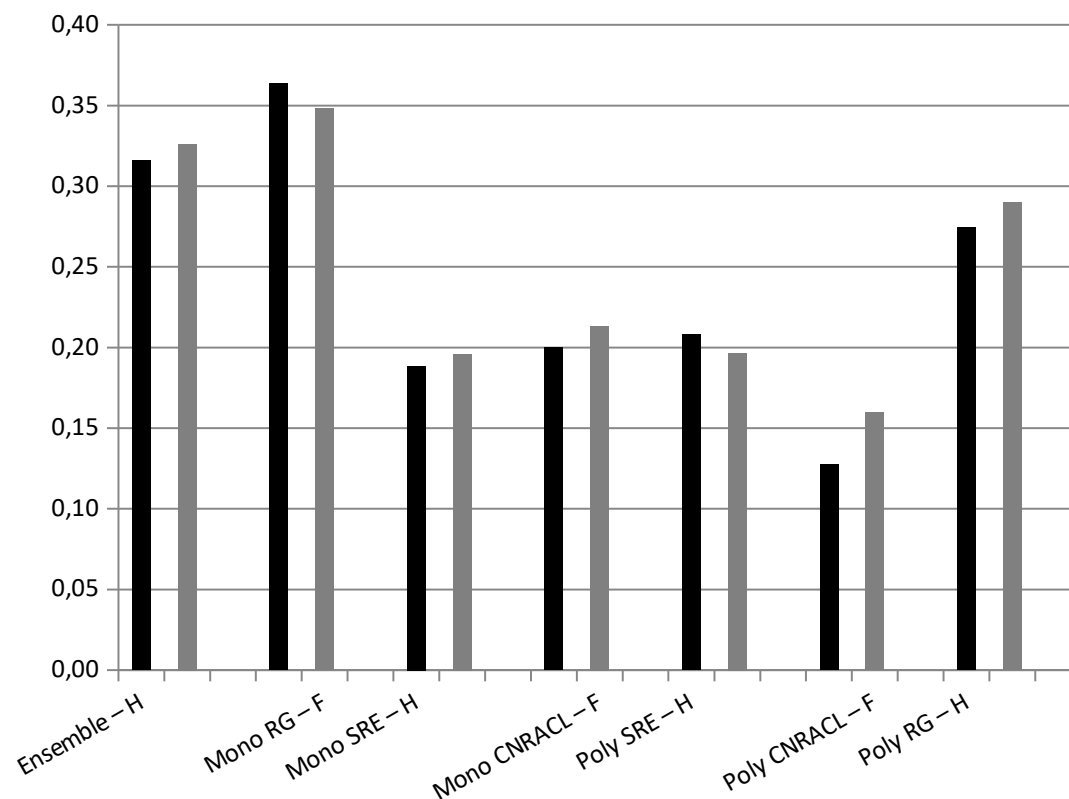
**Figure 3.1 – Les inégalités de pension de retraite totale dans les différents régimes (coefficient de Gini)**

**2008**



Champ : retraités de droit direct, au 31 décembre 2008  
 Source : EIR 2008

**2012**



Champ : retraités de droit direct, au 31 décembre 2012

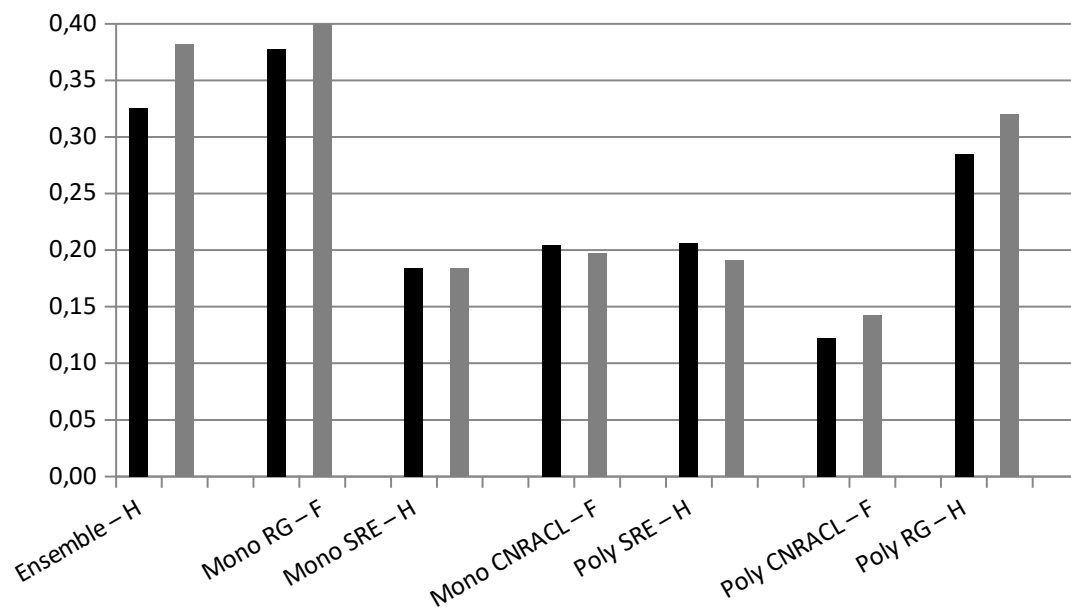
Source : EIR 2012

Si on se restreint aux pensions de retraite de droit direct, c'est-à-dire sans inclure les pensions de réversion, l'évolution est similaire sur la période. Les niveaux de dispersion pour les femmes sont un peu plus élevés que quand on considère la distribution des pensions totales (en particulier au sein des retraités du secteur privé). En effet, une part des femmes retraitées sont des veuves avec des faibles pensions de droit direct. Bénéficier d'une pension de réversion, même si elle est d'un faible montant, réduit la dispersion dans le bas de la distribution. La dispersion pour les hommes est sensiblement la même, que l'on tienne compte ou pas des pensions de réversion, les hommes étant peu nombreux parmi les bénéficiaires d'une réversion. Enfin, on peut noter que quand on inclut les pensions de réversion, la différence de dispersion entre hommes et femmes est un peu plus faible.



**Figure 3.2 – Les inégalités de pension de retraite de droit direct dans les différents régimes (coefficient de Gini)**

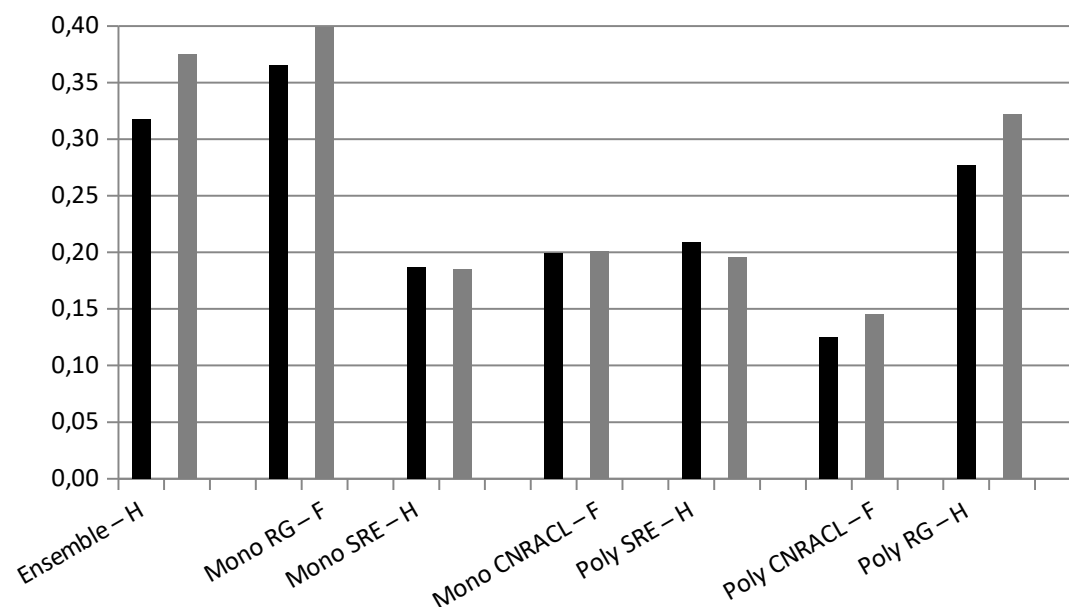
**2008**



Champ : retraités de droit direct, au 31 décembre 2008

Source : EIR 2008

**2012**



Champ : retraités de droit direct, au 31 décembre 2012  
Source : EIR 2012

**Tableau 3.1. Indices de Gini des pensions, des durées validées et des salaires de référence, par type de régime et par sexe**

2008	Ensemble			Hommes			Femmes		
	Pension	Durée	Salaire	Pension	Durée	Salaire	Pension	Durée	Salaire
Ensemble	0,340	0,174	0,365	0,324	0,111	0,340	0,331	0,216	0,349
MonoRG	0,382	0,218	0,387	0,376	0,151	0,346	0,351	0,253	0,349
MonoFP	0,194	0,090	0,157	0,186	0,065	0,163	0,195	0,103	0,145
MonoCNRACL	0,213	0,163	0,146	0,205	0,108	0,168	0,209	0,166	0,139
PolyRG	0,209	0,073	0,204	0,207	0,057	0,197	0,194	0,090	0,195
PolyFP	0,149	0,087	0,145	0,125	0,046	0,126	0,160	0,105	0,149

PolyCNRACL	0,305	0,119	0,384	0,282	0,073	0,356	0,294	0,179	0,352
------------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------

Source : EIR 2008

2012	Ensemble			Hommes			Femmes		
	Pension	Durée	Salaire	Pension	Durée	Salaire	Pension	Durée	Salaire
Ensemble	0,332	0,164	0,357	0,316	0,108	0,332	0,326	0,202	0,344
MonoRG	0,372	0,204	0,376	0,364	0,145	0,337	0,348	0,237	0,343
MonoFP	0,196	0,086	0,156	0,188	0,061	0,163	0,196	0,099	0,144
MonoCNRACL	0,215	0,155	0,144	0,200	0,102	0,171	0,213	0,160	0,136
PolyRG	0,209	0,068	0,206	0,208	0,052	0,199	0,197	0,085	0,196
PolyFP	0,150	0,082	0,149	0,128	0,044	0,130	0,160	0,099	0,153
PolyCNRACL	0,297	0,113	0,381	0,274	0,069	0,353	0,290	0,168	0,353

Source : EIR 2012

### 3.3. Décomposition du coefficient de Gini par sources de revenu

La pension de retraite est la somme de différents éléments : pension de droit direct et réversion. Pour un retraité du régime général, la pension de droit direct comprend la pension de base, les pensions complémentaires, les majorations de pension pour enfants et le minimum contributif. La contribution de chacune de ces composantes à la dispersion totale des pensions sera ainsi d'autant plus forte :

- que la part de cette composante dans la pension totale est élevée,
- que la dispersion de cette composante est elle-même élevée,
- que la corrélation entre le classement des individus dans la distribution de cette composante et le classement de ces mêmes individus dans la distribution des pensions totales est forte.

On effectue la décomposition pour les hommes et pour les femmes et pour chaque groupe de retraités considérés. Les contributions de chaque composante sont rassemblées dans les graphiques 3.3 et 3.4. Les principales conclusions sur les contributions de chaque composante de la pension à la dispersion totale restent les mêmes, en 2008 et en 2012. La contribution des pensions de réversion à la dispersion est plus importante pour les femmes que pour les hommes; la contribution des majorations de pension est aussi positive et plus forte pour les hommes que pour les femmes. Enfin, comme attendu, les minima de pension réduisent la dispersion, avec un impact deux à trois fois plus fort pour les femmes que pour les hommes et un impact plus fort dans le secteur public que dans le secteur privé, l'impact du minimum contributif y demeurant modéré.

Si on considère par exemple les monopensionnées du régime général en 2008 dans la figure 3.3, la contribution des pensions de droit direct à la dispersion des pensions totales s'élève à 38%, celle des pensions complémentaires à 30.6% et les pensions de réversion à 35.6%. La contribution de la majoration de pension est positive et très faible (1%). Les minima de pension jouent en sens inverse avec une contribution négative, ils réduisent la dispersion de 5%. La contribution positive des pensions de réversion est proche de celle des pensions de droit direct, mais les raisons sont différentes. Les pensions de réversion sont très dispersées car l'ensemble des femmes n'en perçoit pas (le coefficient de Gini de cette composante est égal à 0,74, celui des pensions de base à 0,432). La corrélation entre le classement des individus dans la distribution des pensions de réversion et le classement de ces mêmes individus dans la distribution des pensions totales est relativement forte<sup>13</sup>, de l'ordre de (0.64), en lien avec l'homogamie importante. Les pensions de droit direct des femmes qui ont travaillé sont donc corrélées positivement avec celles de leur mari en raison de niveau d'éducation proches et donc de salaires corrélés positivement. Néanmoins l'homogamie n'est pas parfaite et certains couples sont dans la configuration d'une spécialisation, pour les hommes dans la carrière, pour les femmes dans le non-marchand. Il en résulte que dans la population retraitée, une partie de femmes combine des pensions de droit direct faible (en raison de carrières courtes) avec des pensions de réversion relativement élevées.

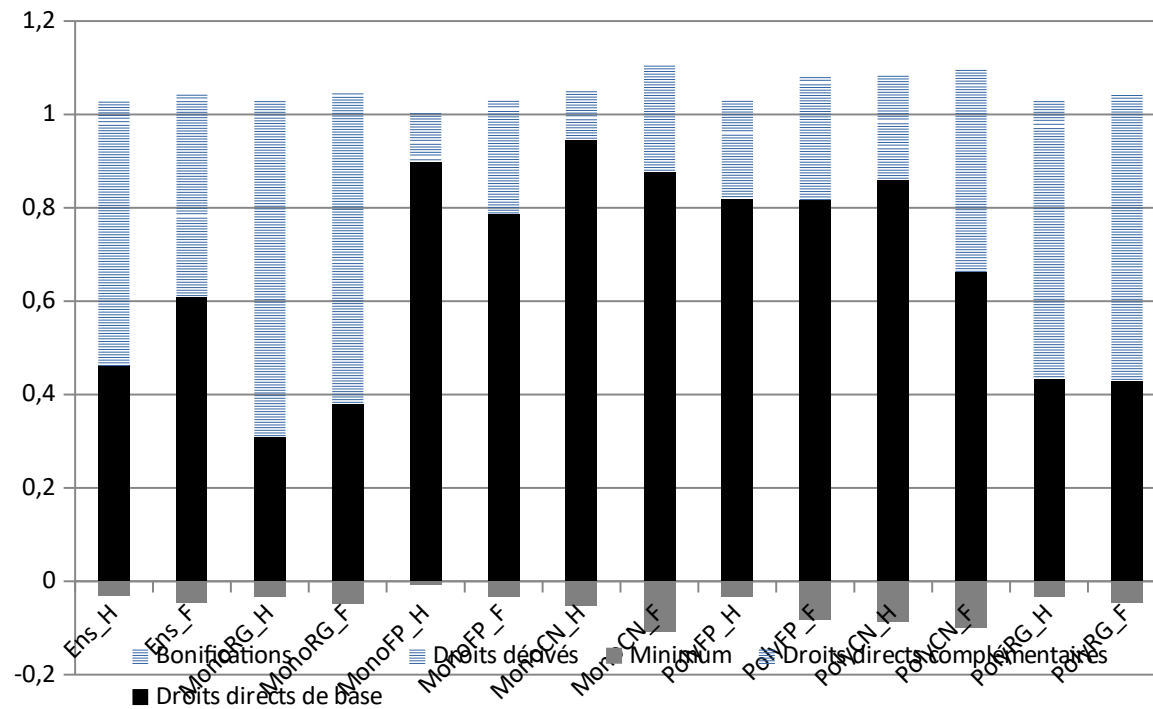
**Figure 3.3. – Contribution de chaque élément de pension à la dispersion de la retraite globale, selon la population considérée, Droits dérivés inclus**

**2008**

---

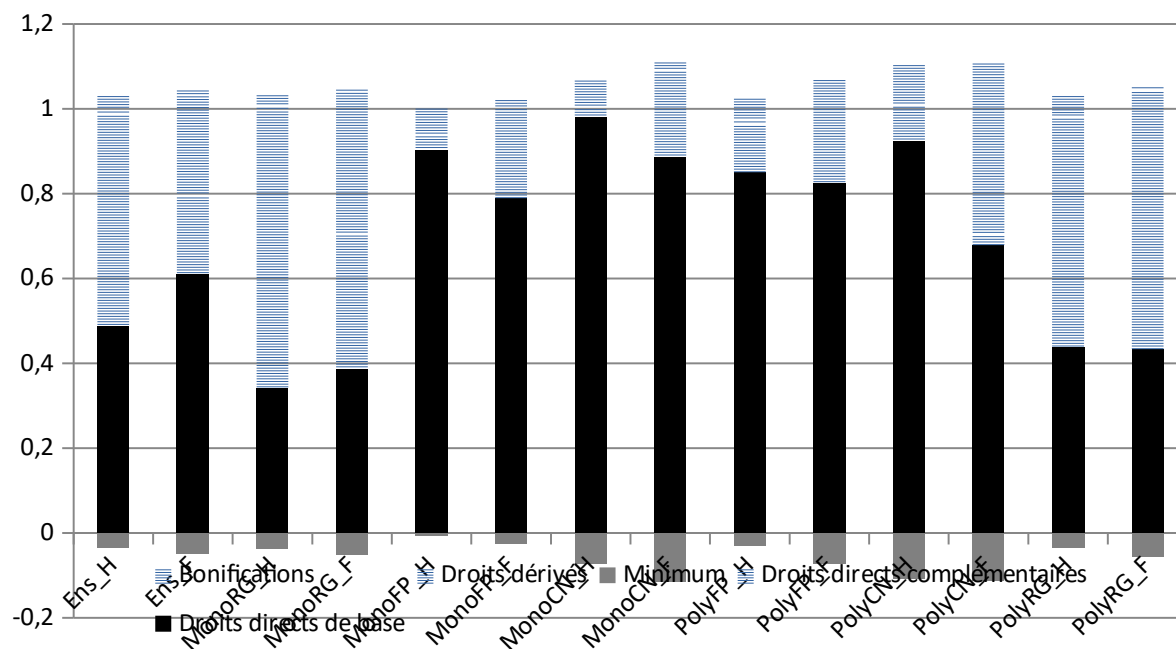
<sup>13</sup> Cette corrélation est le terme  $R_k$  dans la décomposition présentée en annexe 3.





Champ : retraités de droit direct, au 31 décembre 2008  
 Source : EIR 2008

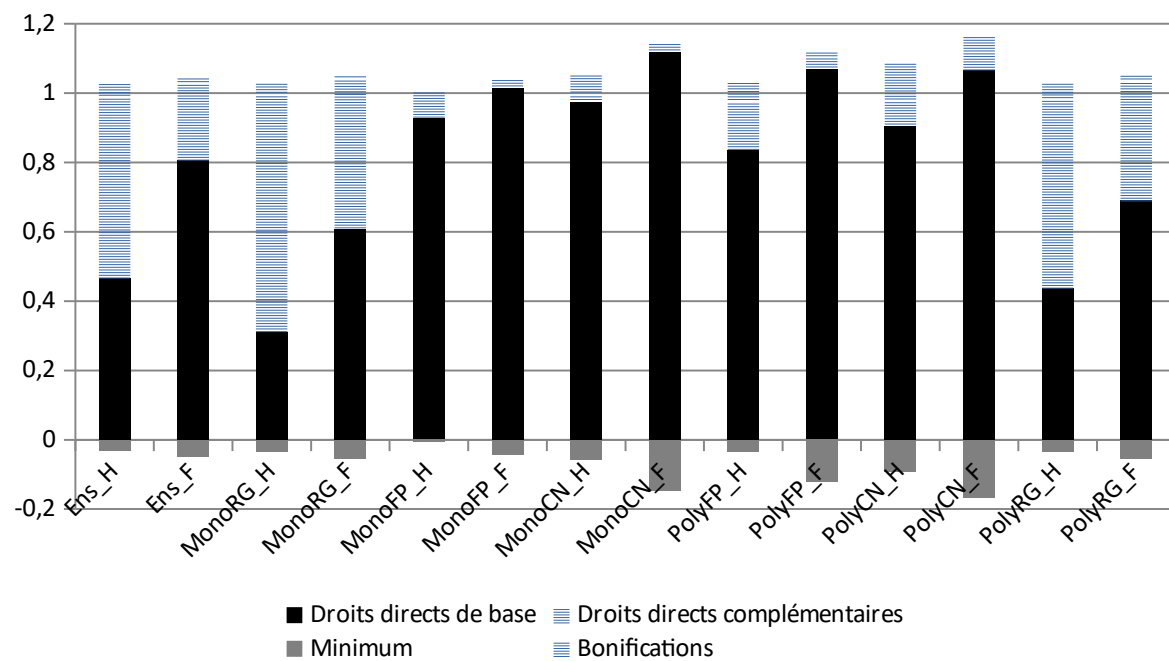
2012



Note de lecture : si on considère les femmes monopensionnées du régime général en 2008, 38 % de la dispersion des pensions totales, mesurée par le coefficient de Gini, est expliqué par les pensions de base (hors minimum contributif), 31 % par les pensions complémentaires, 36 % par les droits dérivés et 1 % par les bonifications de pension. La dispersion des pensions totales est réduite par le minimum contributif, avec une contribution négative de 5%.

**Figure 3.4. – Contribution de chaque élément de pension à la dispersion de la retraite globale, selon la population considérée, Droits dérivés exclus**

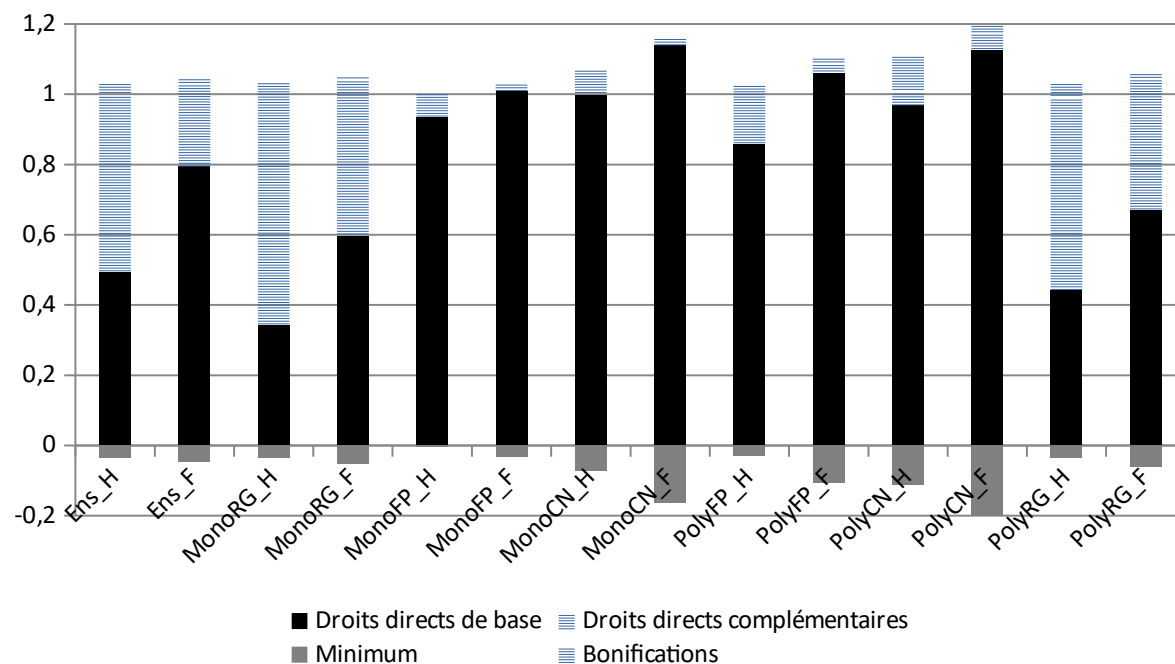
**2008**



Champ : retraités de droit direct, au 31 décembre 2008

Source : EIR 2008

**2012**



Champ : retraités de droit direct, au 31 décembre 2012

Source : EIR 2012

Note de lecture : si on considère les femmes monopensionnées du régime général en 2008, 60% de la dispersion des pensions de droit direct, mesurée par le coefficient de Gini, est expliqué par les pensions de base (hors minimum contributif), 44% par les pensions complémentaires, et 1% par les bonifications de pension. La dispersion des pensions de droit direct est réduite par le minimum contributif, avec une contribution négative de 5%.

### 3.4. Décomposition du coefficient de Gini par éléments de calcul de la pension

Une autre manière de quantifier les déterminants de la dispersion des pensions consiste à décomposer la pension totale en fonction des différents éléments utilisés dans son calcul. L'objectif est d'identifier si la dispersion de la pension est plutôt liée à la dispersion des salaires ou à la dispersion des durées de cotisation.

#### 3.4.1. Méthodologie

Pour cela, on utilise la décomposition de l'indice de Gini.

La première étape est d'estimer une régression linéaire, où  $Y$  est la pension de droit direct.

$$Y = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k X^k + U = \beta_0 + \beta_{SalRef} SalRef + \beta_{Durée} Durée + \dots + U$$

Dans une deuxième étape, on décompose les retraites comme précédemment

$$Y = \sum_{k=0}^K Y^k \text{ avec } Y^k = \hat{\beta}_k X^k \text{ et } Y^0 = \hat{\beta}_0 + \hat{U}$$

Où les  $\hat{\beta}_k$  sont les coefficients estimés dans la première étape et  $\hat{U}$  le résidu estimé.

On peut alors appliquer la même méthode de décomposition du Gini que dans la section précédente.

On tient compte dans cette décomposition des principaux éléments de la carrière, permettant le calcul de la pension, soit précisément :

- la durée validée tous régimes, qui est un proxy de la longueur de la carrière
- le salaire de référence (voir ci-dessous)
- on introduit une indicatrice signalant le fait d'avoir eu 3 enfants ou plus.
- on introduit une variable mesurant les autres pensions pour les polypensionnés (lorsque ces pensions ne sont versées ni par le RG, ni par le SRE, ni par la CNRACL, ni par les complémentaires Arrco, Agirc et Ircantec) pour tenir compte de la pension en provenance de l'autre régime auquel ils sont affiliés.
- on considère enfin l'année de naissance (une indicatrice par génération) afin de tenir compte des différences de structure par âge dans les régimes et selon le sexe, ainsi que des différentes règles de liquidations ou de revalorisations qui ont évolué dans le temps.

La régression comporte un résidu. En effet, si la pension était un multiple exact des salaires et de la durée, ce terme n'existerait pas. Mais ce n'est pas le cas, la pension n'est pas une fonction linéaire des différents éléments de carrière. Par exemple, le même montant de minimum contributif peut être attribué à des individus avec des salaires différents.

### 3.4.2. Résultats

De manière attendue, les deux éléments qui expliquent principalement la dispersion des pensions sont la durée validée et le salaire. Ces deux termes expliquent plus de 80 % de la dispersion de la pension, à l'exception des polypensionnés du RG pour lesquels la contribution des autres pensions peut être importante (figure 3.5). L'influence de ces deux termes est cependant différente selon le sexe, la dispersion de la durée ayant une influence plus grande pour les femmes que pour les hommes, pour lesquels les disparités de salaire jouent un rôle prédominant.

La dispersion de durées de cotisation est faible, en particulier pour les hommes et les retraités de la fonction publique (tableau 3.1). La dispersion des salaires est plus forte, aussi bien pour les hommes que pour les femmes, et pour les différents régimes de retraite. La dispersion des salaires est très proche de la dispersion des pensions, même plus élevée dans le secteur privé, mais dans ce régime, le minimum contributif augmente souvent le niveau des retraites pour les salaires les plus bas.

La durée de cotisation joue un rôle moins important pour les polypensionnés que pour les monopensionnés<sup>14</sup>. Les autres facteurs, tels l'année de naissance ou les majorations pour enfants jouent peu dans la dispersion.

Enfin, en raison des non linéarités des formules de calcul et des erreurs de mesure, un résidu demeure dans la régression. Il est assez faible au SRE et au RG, mais plus élevé à la CNRACL, en particulier pour les polypensionnées, il contribue alors pour près de 25 % à la dispersion des pensions (21 % pour les hommes). Si le mode de calcul du salaire des salariés de secteur privé peut expliquer en partie ce résidu, les explications sont moins évidentes pour les polypensionnés de la CNRACL. Il est probable qu'une raison tienne à la complexité plus forte des carrières des femmes dans ce régime.

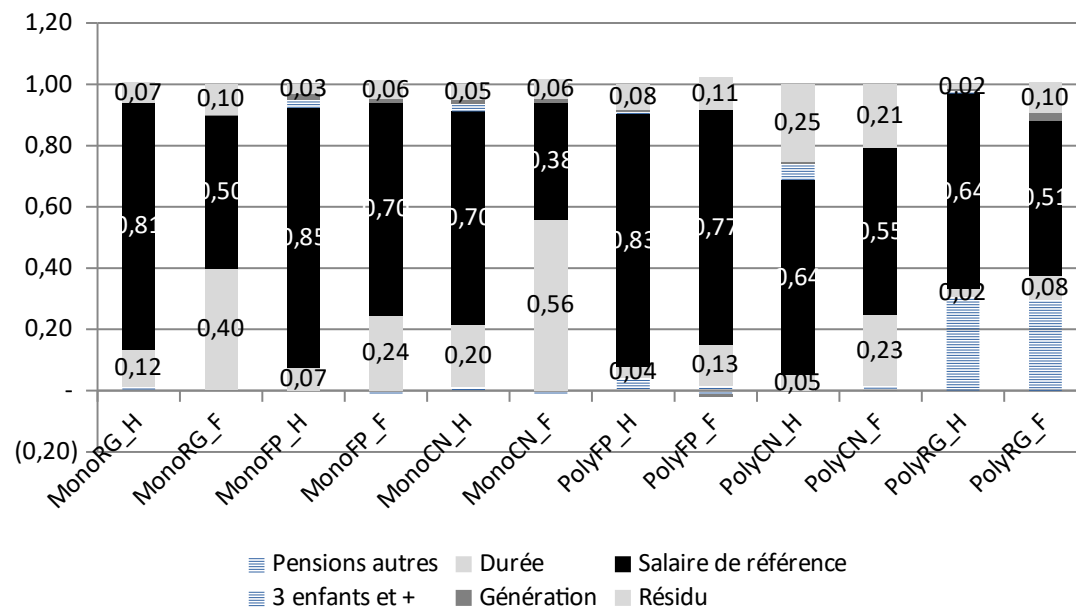
La contribution des différents éléments de calcul à la dispersion des pensions totales est stable au sur la période considérée.

---

<sup>14</sup> Cela découle du fait que les retraités polypensionnés ayant par définition travaillé dans deux secteurs ou plus, ils ont en général des carrières plus longues et que les durées de ces carrières sont plus homogènes.

**Figure 3.5. – Contribution de chaque élément du calcul de la pension à la dispersion de la retraite globale, selon la population considérée, Droits dérivés exclus**

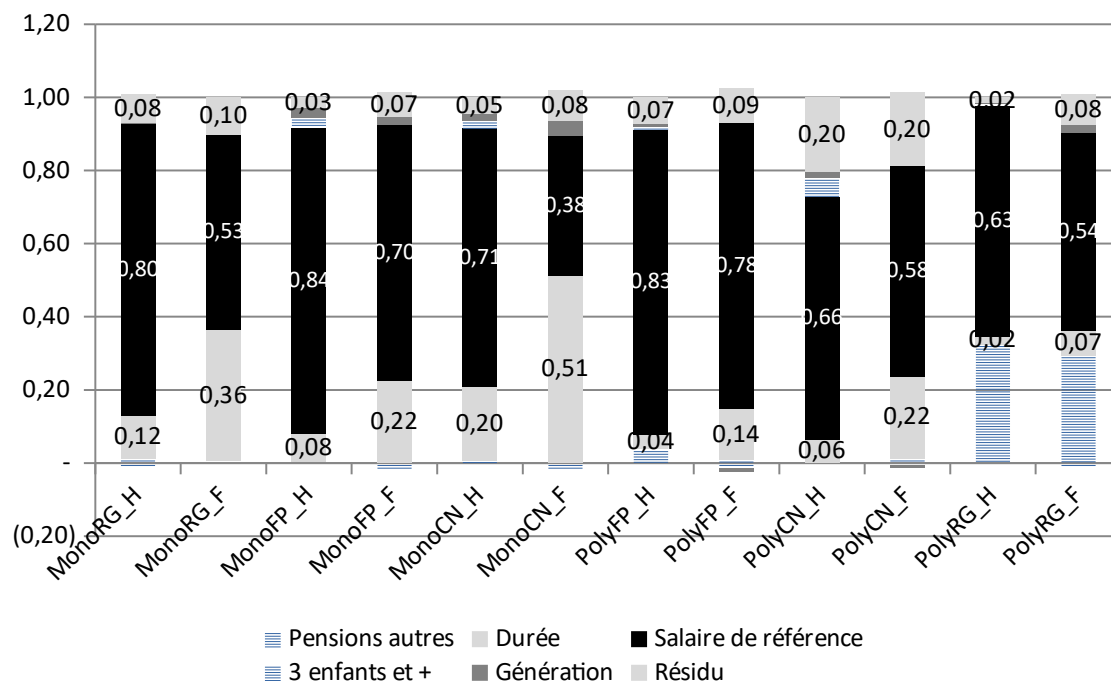
**2008**



Champ : retraités de droit direct, au 31 décembre 2008

Source : EIR 2008

**2012**



Champ : retraités de droit direct, au 31 décembre 2012

Source : EIR 2012

Note de lecture : si on considère les femmes monopensionnées du régime général, 36% de la dispersion des pensions de droit direct, mesurée par le coefficient de Gini, est expliqué par les durées, 53% par les salaires de référence. Les contributions de la composante indiquant le fait d'avoir trois enfants et plus 10%. La composante de la génération ainsi que le résidu sont négligeables.

## Conclusion

La dispersion des pensions de retraite au sein de l'ensemble des retraités de notre champ, hommes et femmes confondus, est restée stable entre 2008 et 2012. Le coefficient de Gini s'établit à 0,34 en 2008 et à 0,33 en 2012. La variation la plus perceptible, mais qui demeure très faible, concerne les hommes monopensionnés du RG. L'indice de Gini baisse de 0,376 à 0,364, ce qui s'explique essentiellement par une réduction de la dispersion des durées sur la période. L'inégalité des pensions au sein des femmes monopensionnées du RG reste elle quasi stable.



On effectue ensuite une analyse des constituants de ces inégalités par deux approches : la première est une décomposition selon les différentes composantes des retraites, en incluant les pensions de réversion, la seconde est faite à partir des éléments qui déterminent le niveau des retraites. Ces analyses sont conduites pour les hommes et pour les femmes et pour chaque groupe de retraités considérés.

On constate que les niveaux de dispersion sont similaires pour les femmes et les hommes à l'intérieur d'un régime donné, et plus élevé dans le régime général que dans le public (FPE et CNRACL). Comme attendu, les minima de pension réduisent la dispersion, avec un impact deux à trois fois plus fort pour les femmes que pour les hommes et un impact plus fort dans le secteur public (CNRACL) que dans le secteur privé. On note que la contribution des pensions de réversion à la dispersion est plus importante pour les femmes que pour les hommes, ce qui va dans le sens d'une homogamie des couples (les femmes qui ont les retraites les plus élevées sont aussi celles qui ont été mariées avec des hommes à fort revenu).

Les deux éléments du calcul des retraites qui expliquent principalement la dispersion des pensions sont la durée validée et le salaire. Ces deux termes expliquent plus de 80 % de la dispersion de la pension (sauf pour les polypensionnés du régime général). Mais la dispersion de la durée a une influence plus grande pour les femmes que pour les hommes, pour lesquels les disparités de salaire jouent un rôle prédominant.

## Chapitre 4. Décomposition des variations 2008/2012 de l'écart moyen des retraites entre les hommes et les femmes

### 4.1. Introduction

Comme on l'a vu le chapitre 1, le niveau de retraite des femmes est environ égal à la moitié de celui des hommes dans le secteur privé, aux trois quarts dans la fonction publique ; des durées de contribution ainsi que des salaires de référence inférieurs sont de loin les principales sources de cette inégalité. Il est souvent avancé que l'écart des retraites va alors spontanément se réduire car les nouvelles générations de femmes retraitées ont plus souvent des carrières complètes que les précédentes générations. Mais, d'un autre côté, les hommes retraités ont aussi eu des changements dans leur carrière : il nous faut donc évaluer si les gains en salaire de référence et en durée de contribution des femmes ont plus que compensé ceux des hommes pour resserrer les écarts.

Pour comparer les variations d'une période à l'autre, nous travaillerons sur des cohortes : ainsi, nous aurons les retraites par secteur et par sexe pour un âge donné, à deux périodes différentes, ce qui nous permet de comparer les évolutions intervenues dans la vie active entre ces deux dates. Nous utilisons donc les deux bases de données distantes de 4 ans pour estimer, à âge égal, les variations de l'écart entre 2008 et 2012 et le poids des facteurs qui y ont contribué. Précisément, nous avons retenu les âges suivant :

		Age 66	Age 68	Age 70	Age 72	Age 74
Base 2008	Année naissance	1942	1940	1938	1936	1934
Base 2012	Année naissance	1946	1944	1942	1940	1938

La cohorte la plus reculée dans le temps est celle des individus nés en 1934 (qui ont 74 ans en 2008), la plus jeune est née en 1946 (elle a donc 66 ans en 2012).

Dans ce chapitre nous examinons les variations de la moyenne des écarts de retraite entre les hommes et les femmes pour un âge donné ; les variations le long de la distribution seront étudiées dans le chapitre 5.

A ce stade, il apparaît, comme attendu, que les durées de contribution et les salaires de référence sont les principaux vecteurs des changements, et que les femmes ont plus amélioré ces caractéristiques que les hommes. En revanche, les autres facteurs ont un rôle négligeable, ce qui était attendu compte tenu de la relative stabilité du contexte institutionnel entre 2008 et 2012. Malgré un intervalle assez court entre les deux bases (4 ans), les évolutions des comportements le long de la vie active sont donc perceptibles. Cela tient à ce que les générations considérées sont nées à des périodes charnières pour les

femmes, avec une entrée massive sur le marché du travail dans les années soixante pour les jeunes femmes, ainsi qu'un relèvement des niveaux de diplôme. On voit ainsi que d'une génération à l'autre, les différences dans les modalités de participation au marché du travail ont des répercussions à long terme et se traduisent par des effets importants sur les écarts de retraite.

## 4.2. Méthodologie de décomposition des variations des écarts à la moyenne

Plusieurs possibilités existent pour réaliser la décomposition de la variation de l'écart entre deux dates et mettre en évidence les principaux facteurs responsables. Ici nous avons choisi une méthode simple et dans la continuité directe de ce que nous avons présenté précédemment.

On observe deux cohortes au même âge ( $t=0, t=1$ ), par exemple celles qui avaient 66 ans en 2008 (1942) et en 2012 (1946). Les deux dates  $t$  correspondent aux deux EIR. On cherche à décomposer la variation de l'écart moyen des retraites entre les hommes et les femmes entre ces deux cohortes :

$$\Delta = (\dot{W}_M^1 - \dot{W}_F^1) - (\dot{W}_M^0 - \dot{W}_F^0)$$

Supposons que l'on estime un modèle de régression linéaire pour les pensions pour chacune des deux cohortes. On a :

$$(\dot{W}_M^t - \dot{W}_F^t) = (\dot{X}_M^t - \dot{X}_F^t) \beta^t + \delta^t = \Delta_X^t \beta^t + \delta^t$$

$\beta^t$  est le vecteur (estimé) de paramètres sur l'ensemble des retraités de la cohorte (hommes + femmes) résultant de la régression de  $\dot{W}^t$  et  $\Delta_X^t$  est le vecteur des écarts de caractéristiques moyennes pour la date  $t$  (l'EIR  $t$ ) – le 1<sup>er</sup> terme est donc l'effet de composition (l'effet de l'écart des caractéristiques moyennes), et  $\delta^t$  est le paramètre de l'indicatrice de sexe dans cette régression – ce deuxième terme est donc l'effet de structure (ce qui n'est pas imputable aux écarts de caractéristiques).

Donc

$$\Delta = (\dot{W}_M^1 - \dot{W}_F^1) - (\dot{W}_M^0 - \dot{W}_F^0) = (\Delta_X^1 \beta^1 + \delta^1) - (\Delta_X^0 \beta^0 + \delta^0)$$

$$\Delta = (\Delta_X^1 - \Delta_X^0) \beta^0 + \Delta_X^1 (\beta^1 - \beta^0) + (\delta^1 - \delta^0)$$

On réécrit

$$\Delta_X^1 - \Delta_X^0 = (\dot{X}_M^1 - \dot{X}_F^1) - (\dot{X}_M^0 - \dot{X}_F^0) = (\dot{X}_M^1 - \dot{X}_M^0) - (\dot{X}_F^1 - \dot{X}_F^0) = \Delta_{X,M} - \Delta_{X,F}$$

D'où l'écriture de la décomposition de la variation de l'écart moyen :

$$\Delta = (\Delta_{X,M} - \Delta_{X,F}) \beta^0 + \Delta_X^1 (\beta^1 - \beta^0) + (\delta^1 - \delta^0)$$

$$\Delta = \Delta_{X,M} \beta^0 - \Delta_{X,F} \beta^0 + \Delta_X^1 (\beta^1 - \beta^0) + (\delta^1 - \delta^0)$$

La variation des écarts moyens est donc composée de 4 termes :

- $\Delta_{X,M} \beta^0$  est la variation des  $X$  (caractéristiques individuelles comme le salaire de référence, la durée de contribution, etc.) pour les hommes entre les deux cohortes ( $\Delta_{X,M}$ ) valorisée aux paramètres (interprétation : au barème législatif) initiaux. Un signe positif signale que les caractéristiques des hommes se sont améliorées en moyenne (pour une variable dont l'impact sur la pension (mesuré par l'effet moyen  $\beta^0$ ) est positif), ce qui contribue à augmenter l'écart avec les femmes.
- $\Delta_{X,F} \beta^0$  est la variation de ces mêmes  $X$  pour les femmes entre les deux cohortes ( $\Delta_{X,F}$ ) valorisée aux paramètres (interprétation : au barème législatif) initiaux. Un signe positif signale que les caractéristiques des femmes se sont améliorées en moyenne, ce qui contribue à réduire l'écart avec les hommes.
- $\Delta_X^1 (\beta^1 - \beta^0)$  est la variation des paramètres qui s'appliquent aux deux cohortes, valorisé à l'écart des  $X$  entre hommes et femmes de la deuxième cohorte ( $\Delta_X^1$ ). Si le barème n'a pas ou peu changé, ce terme doit être proche de zéro. Sinon, comme les hommes ont de meilleures caractéristiques que les femmes (durées et salaires de référence plus importants), un accroissement des rendements de ces caractéristiques (comme un changement de barème plus favorable) accroît l'avantage des hommes et inversement.
- $\delta^1 - \delta^0$  est la variation de l'effet genre. Toutes choses égales d'ailleurs, les femmes ont des pensions plus faibles car leurs trimestres sont générateurs de droits mais ne jouent pas sur le salaire de référence (en particulier la Majoration Durée d'Assurances pour enfants (MDA) ne contribue ni au salaire de référence ni aux régimes complémentaires et l'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF) ne contribue qu'au SAM et non à la durée). Ce terme mesure les variations de cet effet. On s'attend néanmoins à ce qu'il soit faible.

Les variables retenues pour la décomposition sont toutes celles utilisées pour déterminer les pensions : la durée totale validée (mesurant la longueur de la carrière), le salaire de référence (mesurant la rémunération moyenne), l'âge de liquidation, le fait d'avoir trois enfants et plus (pour tenir compte des bonifications), une indicatrice d'ancien invalide (pour tenir compte de l'obtention du taux plein à 60 ans), une indicatrice de naissance à l'étranger (pour tenir compte du fait que des éléments de pension peuvent manquer pour ces personnes) et une indicatrice de perception du minimum dans le régime. Puisque les pensions sont des fonctions fortement non-linéaires des principales variables continues (durée, salaire et âge de départ), ces variables sont discrétisées de façon très fine. Par exemple, on permet à un accroissement de 100€ du salaire mensuel de référence entre 600€ et 700€ ou entre 2 000€ et 2 100€ d'avoir un effet différent sur la pension. Les résultats présentés dans les tableaux, pour une variable donnée, consistent en l'effet total de la variable.

### 4.3. Résultats des décompositions des écarts moyens entre 2008 et 2012

D'un point de vue pratique, les données monétaires sont toutes en €2008 – le déflateur retenu est celui du régime général (l'indice des prix) entre fin 2008 et fin 2012. Comme il s'agit du coefficient de revalorisation appliqué dans la plupart des régimes concernés, pour la plupart des individus, les pensions en €2008 sont identiques en 2008 et 2012.

Comme nous cherchons à identifier les répercussions d'éventuels changements de comportement individuel, nous travaillons sur les retraites personnelles directement liées à la carrière passée. Nous ne prenons donc pas en compte le minimum vieillesse/ASPA éventuellement perçu dans notre échantillon, car son attribution dépend de la situation du ménage et introduit du bruit dans les analyses<sup>15</sup>. Le minimum contributif, pour le secteur privé, et le minimum garanti, pour la fonction publique, sont par contre bien pris en compte dans le montant des retraites afin d'estimer le rôle de ces politiques dans l'évolution des écarts.

Les individus sont considérés en fonction de leur âge dans la base de donnée : nous retenons ici 5 groupes : 66 ans, 68 ans, 70 ans, 72 ans, 74 ans. Notons qu'une cohorte observée à l'âge  $A$  dans l'EIR2008 est observée à l'âge  $A+4$  dans l'EIR2012. Les écarts des retraites entre ces deux dates pour une cohorte donnée sont dus à la mortalité, l'acquisition de nouveaux droits (rares), des revalorisations ne correspondant pas au déflateur retenu : par exemple, les revalorisations à l'AGIRC ont été moins fortes que l'indice des prix retenu<sup>16</sup>, ce qui est un cas rare<sup>17</sup>. Les écarts moyens pour une même cohorte entre les deux âges sont assez faibles (quasiment nuls pour les femmes et faibles pour les hommes) et sont donc dus essentiellement à l'attrition (décès).<sup>18</sup>

#### 4.3.1 Résultats pour l'ensemble

Les tableaux 4.2., 4.3, 4.4 et 4.5 donnent les décompositions de ces variations resp. pour l'ensemble, le régime général, la fonction publique d'Etat et la CNRACL. Sont reportés les 4 termes mentionnés ci-dessus (variation des caractéristiques des hommes, puis des femmes, variation des barèmes et variation de l'effet genre), et, pour les caractéristiques, les variations de chacune (durée, salaire de référence, âge à la liquidation, avoir 3 enfants et plus, avoir de

---

15 Cette approche revient à exclure les facteurs liés à l'inactivité passée ou à des participations très ponctuelles au marché du travail, ce qui peut entraîner le passage aux minima sociaux selon la situation du ménage. Dans ce rapport, on adopte une problématique centrée sur les retraites liées à l'activité personnelle antérieure effective, mais nous avons bien conscience que ces choix passés d'inactivité sont en partie la résultante d'interactions et d'anticipations au sein des ménages.

16 Conseil d'orientation des retraites (2015).

17 Il apparaît aussi quelques cas pour lesquels les pensions ne sont pas identiques à la revalorisation près d'un EIR à l'autre, sans que l'on puisse en identifier précisément les raisons : cela peut être lié à des erreurs de mesure, ou à un recalcul des pensions.

18 La cohorte 1942 est sur-échantillonnée en 2008 (comme la 1946 en 2012) donc les échantillons des 66 ans en 2008 et des 70 ans en 2012 (même cohorte 1942) ne sont pas identiques, ce qui est susceptible de se traduire par quelques différences, a priori faible étant donné la taille des échantillons.

l'invalidité, être non français, percevoir un minimum). Un signe négatif signifie que l'effet va jouer dans le sens d'une réduction de l'écart, un signe positif qu'il l'accroît.

Pour aider à la lecture, nous avons représenté ces résultats sous forme d'un graphique (figures 4.1 à 4.4). Les contributions à la variation de l'écart moyen entre 2008 et 2012 sont représentées pour chaque âge. Lorsqu'elles contribuent à accroître l'écart entre les hommes et les femmes, elles sont positives (à droite de la verticale indicée 0), lorsqu'elles le resserrent, elles sont négatives (à gauche de la verticale). Nous n'avons représenté comme caractéristiques que le salaire de référence et la durée, les autres étant regroupées afin que ce soit plus lisible.

Le premier constat est que l'écart hommes – femmes diminue d'une cohorte à l'autre pour tous les âges, surtout pour les âges les plus élevés, de l'ordre de 10 à 20 points (tableau 4.1)<sup>19</sup>. La variation de l'écart est faible à 66 ans par rapport aux autres âges (5 points), mais cela s'explique par le fait que la cohorte la plus récente (1946) n'est pas entièrement partie à la retraite en 2012. Lorsqu'on restreint à la fonction publique, la diminution de l'écart est beaucoup plus faible (de l'ordre de 1 à 3 points) sauf à 74 ans (10 points). C'est donc dans le régime général que les progrès ont été les plus importants.

Pour l'ensemble des salariés, les femmes ont pour tous les âges de meilleures caractéristiques en 2012 par rapport à 2008, ce qui contribue nettement à réduire l'écart hommes – femmes entre les deux dates (terme 2) ; l'effet durée représente environ les deux tiers, l'effet salaire de référence un tiers (tableau 4.2). Seules les variations de variables qui, de toute manière, ne contribuent que très modérément aux écarts entre hommes et femmes, accroissent ces écarts d'une cohorte à l'autre (l'invalidité et l'origine essentiellement). Dans l'ensemble, les hommes ont aussi de meilleures caractéristiques en 2012 qu'en 2008, pour la plupart des cohortes, ce qui contribue à accroître les écarts hommes-femmes. Cependant, les variations pour les hommes sont beaucoup plus modérées, et sont même parfois négatives, contribuant dans certains cas (en ce qui concerne la durée), à réduire les écarts entre sexe. Ce n'est que pour les âges les plus jeunes (66 et 68 – fort effet durée) que l'ampleur de la contribution positive aux écarts de pension entre hommes et femmes des caractéristiques hommes s'approche, en valeur absolue, de l'effet réducteur de l'amélioration des caractéristiques des femmes.. Comme les cohortes à ces âges ne sont pas entièrement parties à la retraite, l'interprétation est relativement difficile pour les âges jeunes. Au total, ces variations en faveur des hommes contribuent à accroître l'écart hommes – femmes et compensent les meilleures caractéristiques des femmes (partiellement à 68 ans et presque totalement à 66 ans). En revanche pour les âges les plus élevés, la variation entre les deux dates des caractéristiques des hommes ne contribue que modestement à la variation des écarts : leur contribution l'accroît légèrement à 72 ans et la diminue légèrement à 70 et 74 ans).

Comme attendu, les variations de barème ont un effet très faible (terme 3), car elles touchent à peu près de manière identique les hommes et les femmes.

Enfin les femmes sont moins pénalisées en 2012 qu'en 2008 dans la composante de l'effet de genre, attribuable aux non-linéarités (terme 4). Ce résultat est compatible avec l'amélioration des carrières au fil des cohortes pour les femmes (et peut-être également une dégradation de celles de hommes en raison du chômage) qui se traduit par un accroissement de la part des trimestres associés à des droits dans les régimes complémentaires et contribuant au calcul du SAM. En d'autres termes, les trimestres validés le sont davantage au titre des emplois occupés, et donc rapportent davantage en termes de pension.

---

<sup>19</sup> Plus précisément nous reportons les écarts des logarithmes des pensions mensuelles.

### 4.3.2 Résultats par secteur

Les résultats commentés dans la section précédente concernent l'ensemble des retraités. Comme les profils de carrière et les salaires de référence sont très différents selon que l'on soit dans le privé ou dans le public, nous reconduisons les mêmes analyses pour le régime général (tableau 4.3, figure 4.1), le SRE (tableau 4.4, figure 4.2) et la CNRACL (tableau 4.5, figure 4.3).

Pour le régime général, compte tenu de son poids dans l'ensemble de l'échantillon, les résultats sont peu différents du cas général décrit ci-dessus. On note toutefois que l'effet barème est un peu plus accentué que pour l'ensemble et joue en faveur des hommes. Les quelques modifications intervenues entre les deux dates (l'introduction de la surcote en janvier 2004 a mécaniquement davantage affecté les retraités observés en 2012, la revalorisation du minimum contributif en 2004, 2006 et 2008, revalorisation qui s'applique de manière différentielle selon que les périodes validées aient été travaillées ou non) ont donc mécaniquement plus profité aux hommes qu'aux femmes, surtout pour ceux âgés de 70 et 72 ans. Enfin la réforme de 1993 qui a touché davantage les cohortes plus récentes: l'allongement du nombre de trimestres nécessaires et de la durée prise en compte pour le calcul du salaire de référence a moins affecté les hommes que les femmes car ils avaient accumulé une carrière plus longue.

La fonction publique d'Etat offre quant à elle un tout autre profil que le secteur privé (tableau 4.4 et figure 4.3), sachant que l'on part d'une inégalité beaucoup moins prononcée (les retraites des femmes sont environ de 20% inférieures à celles des hommes dans ce secteur). Le resserrement de l'écart moyen est faible en comparaison avec le régime général : moins d'un point pour les âges 70 et 72 pour lesquels la variation est la plus forte dans le privé (- 6 points). Il est le plus prononcé pour les âges les plus élevés (- 10 points pour les 74 ans dans la FPE). Cette relative stagnation de l'écart provient principalement de deux éléments : les gains en durée de carrière d'une génération à l'autre sont de peu d'ampleur, car les femmes travaillant dans ce secteur étaient déjà pour la plupart dans des carrières longues. Ce qui a le plus joué en faveur des femmes dans la FPE, c'est l'accroissement du salaire de référence. Ce changement est particulièrement marqué pour les 74 ans (celles nées en 1934 (EIR 2008) par rapport à celles nées en 1938 (EIR 2012)). Il est possible que cela soit, au moins partiellement, un reflet des embauches massives dans l'enseignement primaire et secondaire des années soixante qui auraient concerné davantage les femmes nées en 1938 que celles nées en 1934. Cela aurait ainsi relevé le salaire moyen des femmes dans la fonction publique<sup>20</sup>.

Enfin la CNRACL (tableau 4.5 et figure 4.4) présente une configuration encore différente des deux précédentes. Le principal facteur de rapprochement des retraites des hommes et des femmes (-8 à 9 points pour les âges 70 et 72, moins 5 points pour les âges 66 et 68) est lié à des gains sur le salaire de référence pour les femmes, mais aussi à des gains sur la durée de carrière plus prononcés que dans la FPE et également répartis sur tous les âges. On note que pour les hommes, les gains en salaire de référence et en durée ont été non négligeables pour les cohortes les plus jeunes (66 et 68 ans), ce qui explique que le rapprochement des retraites soit moins marqué pour ces tranches d'âge.

---

20 Entre 1951 et 1964, 150 000 instituteurs ont été recrutés pour faire face à la vive croissance démographique (Prost A., 1999).



## Conclusion

Ce chapitre a présenté les variations des écarts moyens de retraite entre les hommes et les femmes à différents âges et leur décomposition selon les principaux facteurs responsables. Malgré le peu d'écart temporel entre les deux bases utilisées (2008 et 2012), on observe indéniablement un resserrement de l'écart entre les cohortes. Celui-ci est beaucoup plus marqué dans le secteur privé que dans le secteur public.

Quel que soit le secteur, les principales causes à l'origine de ces variations sont un accroissement d'une cohorte à l'autre des durées de cotisation et des salaires de référence plus élevé chez les femmes que chez les hommes. Les poids de ces facteurs diffèrent selon le secteur. Pour résumer de manière synthétique, dans le privé, c'est l'effet durée qui domine, dans la FPE, c'est le salaire de référence et pour la CNRACL les deux jouent mais l'effet salaire de référence l'emporte.

**Table 4.1 – Ecart moyen entre les hommes et les femmes par âge, en 2008 et 2012 (écart des logarithmes des pensions mensuelles), en euros 2008**

<b>Ensemble</b>	<b>Age66</b>	<b>Age68</b>	<b>Age70</b>	<b>Age72</b>	<b>Age74</b>
Ecart moyen 2008	0,495	0,540	0,612	0,637	0,726
Ecart moyen 2012	0,450	0,447	0,437	0,493	0,584
<b>Différence</b>	<b>-0,045</b>	<b>-0,092</b>	<b>-0,176</b>	<b>-0,144</b>	<b>-0,141</b>
<b>Secteur public (FPE + CNRACL)</b>					
Ecart moyen 2008	0,201	0,211	0,216	0,228	0,317
Ecart moyen 2012	0,169	0,191	0,205	0,226	0,213
<b>Différence</b>	<b>-0,032</b>	<b>-0,020</b>	<b>-0,011</b>	<b>-0,002</b>	<b>-0,104</b>
<b>Régime général</b>					
Ecart moyen 2008	0,598	0,631	0,707	0,724	0,804
Ecart moyen 2012	0,554	0,547	0,530	0,575	0,675
<b>Différence</b>	<b>-0,044</b>	<b>-0,084</b>	<b>-0,178</b>	<b>-0,148</b>	<b>-0,129</b>

Sources: EIR 2008 and 2012 – logarithmes des pensions directes mensuelles, €2008.

**Tableau 4.2 Décomposition de la variation de l'écart : ensemble du champ (sre, rg et cnracl).**

		Age66	Age68	Age70	Age72	Age74
Cohorte	2008	1942	1940	1938	1936	1934
Cohorte	2012	1946	1944	1942	1940	1938
	H en 2008	7,121	7,089	7,099	7,044	7,092
	F en 2008	6,625	6,550	6,487	6,407	6,366
	Ecart en 2008	0,495	0,540	0,612	0,637	0,726
	H en 2012	7,172	7,103	7,067	7,036	7,074
	F en 2012	6,722	6,655	6,630	6,543	6,490
	Ecart en 2012	0,450	0,447	0,437	0,493	0,584
<b>Delta</b>	<b>Variation Ecart</b>	<b>-0,045</b>	<b>-0,092</b>	<b>-0,176</b>	<b>-0,144</b>	<b>-0,141</b>
	Var Durée	0,067	0,035	-0,020	0,010	-0,016
	Var Salaire ref	0,023	0,030	0,008	0,018	0,004
	Var Age liquidation	0,020	0,010	0,002	0,010	0,014
	Var 3 enfants +	-0,002	-0,001	0,001	0,001	-0,001
	Var invalidité	-0,003	-0,002	-0,002	-0,004	-0,007
	Var non français	0,010	-0,003	-0,009	-0,008	-0,007
	Var minimum	-0,005	-0,012	-0,004	-0,002	0,000
<b>Terme 1</b>	<b>Var H totale</b>	<b>0,110</b>	<b>0,057</b>	<b>-0,023</b>	<b>0,025</b>	<b>-0,014</b>
	Var Durée	-0,088	-0,076	-0,091	-0,093	-0,076
	Var Salaire ref	-0,052	-0,050	-0,052	-0,050	-0,029
	Var Age liquidation	0,000	0,001	0,003	-0,002	-0,006
	Var 3 enfants +	0,002	0,002	0,002	0,001	0,000
	Var invalidité	0,004	0,004	0,002	0,003	0,004
	Var non français	-0,006	0,001	0,007	0,005	0,004
	Var minimum	0,008	0,004	0,002	0,000	-0,004
<b>Terme 2</b>	<b>Var F totale</b>	<b>-0,131</b>	<b>-0,115</b>	<b>-0,126</b>	<b>-0,137</b>	<b>-0,106</b>
<b>Terme 3</b>	<b>Var effet barème</b>	-0,001	0,007	0,024	0,017	0,002
<b>Terme 4</b>	<b>Var effet genre</b>	-0,023	-0,042	-0,050	-0,050	-0,023

Sources: EIR 2008 and 2012 – logarithmes des pensions directes mensuelles, €2008.

**Tableau 4.3. Régime général**

		Age66	Age68	Age70	Age72	Age74
Cohorte	2008	1942	1940	1938	1936	1934
Cohorte	2012	1946	1944	1942	1940	1938
	H en 2008	7,043	7,008	7,024	6,974	7,019
	F en 2008	6,445	6,377	6,317	6,251	6,215
	Ecart en 2008	0,598	0,631	0,707	0,724	0,804
	H en 2012	7,098	7,021	6,984	6,947	6,998
	F en 2012	6,543	6,473	6,454	6,372	6,323
	Ecart en 2012	0,554	0,547	0,530	0,575	0,675
Delta	<b>Variation Ecart</b>	<b>-0,044</b>	<b>-0,084</b>	<b>-0,178</b>	<b>-0,148</b>	<b>-0,129</b>
	Var Durée	0,078	0,040	-0,027	0,005	-0,021
	Var Salaire ref	0,021	0,029	0,004	0,009	0,002
	Var Age liquidation	-0,003	-0,001	0,005	0,013	0,020
	Var 3 enfants +	-0,002	-0,002	0,001	0,001	-0,001
	Var invalidité	-0,004	-0,002	-0,003	-0,006	-0,010
	Var non français	0,011	-0,004	-0,009	-0,009	-0,008
	Var minimum	-0,007	-0,012	-0,004	-0,002	0,000
Terme 1	<b>Var H totale</b>	<b>0,094</b>	<b>0,049</b>	<b>-0,033</b>	<b>0,010</b>	<b>-0,019</b>
	Var Durée	-0,096	-0,081	-0,097	-0,095	-0,077
	Var Salaire ref	-0,050	-0,038	-0,039	-0,032	-0,006
	Var Age liquidation	0,009	0,007	0,006	-0,002	-0,009
	Var 3 enfants +	0,002	0,001	0,002	0,001	0,000
	Var invalidité	0,005	0,003	0,003	0,004	0,004
	Var non français	-0,006	0,003	0,009	0,006	0,005
	Var minimum	0,011	0,004	0,000	-0,002	-0,007
Terme 2	<b>Var F totale</b>	<b>-0,124</b>	<b>-0,100</b>	<b>-0,117</b>	<b>-0,121</b>	<b>-0,089</b>
Terme 3	Var effet barème	0,012	0,014	0,029	0,021	0,000
Terme 4	Var effet genre	-0,025	-0,046	-0,057	-0,059	-0,022

*Sources: EIR 2008 and 2012 – logarithmes des pensions directes mensuelles, €2008.*



**Tableau 4.4 SRE (Fonction publique d'Etat)**

		Age66	Age68	Age70	Age72	Age74
Cohorte	2008	1942	1940	1938	1936	1934
Cohorte	2012	1946	1944	1942	1940	1938
	H en 2008	7,719	7,719	7,710	7,700	7,723
	F en 2008	7,518	7,508	7,494	7,472	7,406
	Ecart en 2008	0,201	0,211	0,216	0,228	0,317
	H en 2012	7,688	7,722	7,728	7,737	7,712
	F en 2012	7,519	7,531	7,523	7,512	7,500
	Ecart en 2012	0,169	0,191	0,205	0,226	0,213
<b>Delta</b>	<b>Variation Ecart</b>	-0,032	-0,020	-0,011	-0,002	-0,104
	Var Durée	0,012	0,009	0,003	0,004	-0,005
	Var Salaire ref	0,051	0,065	0,085	0,096	0,078
	Var Age liquidation	0,001	0,001	0,002	0,000	-0,003
	Var 3 enfants +	-0,003	0,000	-0,001	-0,005	-0,013
	Var invalidité	0,000	-0,001	0,000	-0,001	-0,001
	Var non français	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Var minimum	0,002	0,001	0,003	-0,001	-0,001
<b>Terme 1</b>	<b>Var H totale</b>	0,062	0,075	0,092	0,095	0,055
	Var Durée	-0,038	-0,025	-0,024	-0,023	-0,015
	Var Salaire ref	-0,053	-0,069	-0,073	-0,091	-0,148
	Var Age liquidation	-0,001	0,001	-0,001	0,001	0,000
	Var 3 enfants +	0,001	0,003	0,002	0,006	0,006
	Var invalidité	0,001	0,001	0,000	0,001	0,001
	Var non français	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Var minimum	-0,004	-0,001	0,000	0,001	0,004
<b>Terme 2</b>	<b>Var F totale</b>	-0,094	-0,091	-0,097	-0,105	-0,151
<b>Terme 3</b>	<b>Var effet barème</b>	0,008	0,006	0,012	-0,001	-0,004
<b>Terme 4</b>	<b>Var effet genre</b>	-0,007	-0,011	-0,019	0,009	-0,004

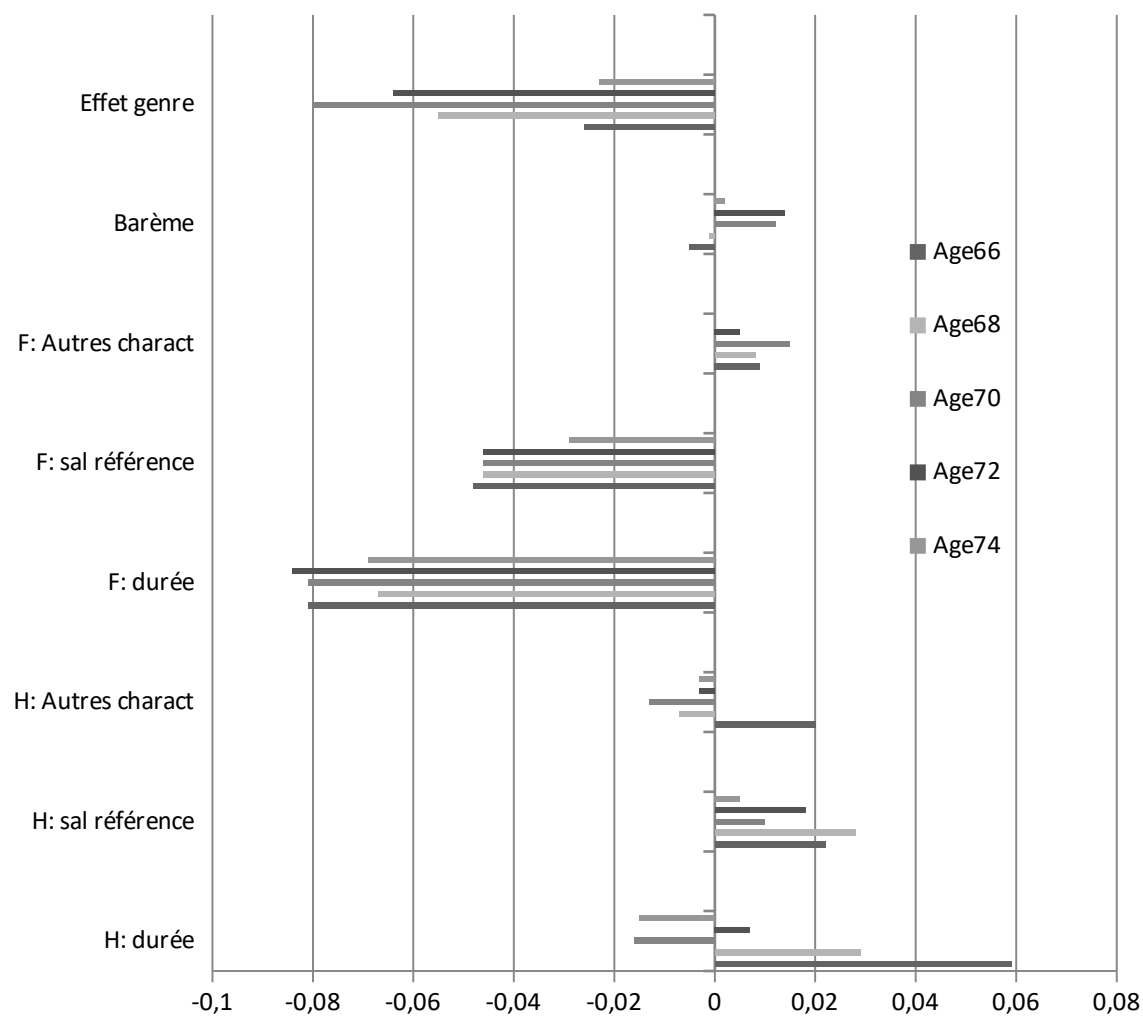
*Sources: EIR 2008 and 2012 – logarithmes des pensions directes mensuelles, €2008.*



**Tableau 4.5 CNRACL (Fonction publique territoriale et fonction publique hospitalière)**

		Age66	Age68	Age70	Age72	Age74
Cohorte	2008	1942	1940	1938	1936	1934
Cohorte	2012	1946	1944	1942	1940	1938
	H en 2008	7,399	7,369	7,392	7,386	7,386
	F en 2008	7,212	7,179	7,123	7,116	7,121
	Ecart en 2008	0,187	0,190	0,269	0,271	0,265
	H en 2012	7,387	7,378	7,399	7,374	7,395
	F en 2012	7,245	7,241	7,218	7,178	7,122
	Ecart en 2012	0,142	0,137	0,180	0,196	0,274
<b>Delta</b>	<b>Variation Ecart</b>	<b>-0,045</b>	<b>-0,053</b>	<b>-0,088</b>	<b>-0,075</b>	<b>0,008</b>
	Var Durée	0,007	-0,004	0,002	0,005	0,010
	Var Salaire ref	0,076	0,086	0,081	0,043	0,056
	Var Age liquidation	0,004	0,000	0,000	0,001	0,000
	Var 3 enfants +	-0,010	-0,005	-0,002	0,000	-0,012
	Var invalidité	-0,002	-0,003	0,000	0,001	-0,003
	Var non français	0,000	-0,001	-0,001	0,000	0,000
	Var minimum	0,000	-0,003	-0,001	0,002	0,001
<b>Terme 1</b>	<b>Var H totale</b>	<b>0,074</b>	<b>0,071</b>	<b>0,079</b>	<b>0,054</b>	<b>0,052</b>
	Var Durée	-0,036	-0,040	-0,045	-0,036	-0,017
	Var Salaire ref	-0,074	-0,084	-0,100	-0,070	-0,044
	Var Age liquidation	0,000	-0,001	0,000	-0,004	0,001
	Var 3 enfants +	0,010	0,007	0,004	0,001	-0,003
	Var invalidité	0,002	0,003	0,000	-0,001	0,002
	Var non français	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Var minimum	0,000	0,002	0,005	0,001	-0,001
<b>Terme 2</b>	<b>Var F totale</b>	<b>-0,098</b>	<b>-0,113</b>	<b>-0,136</b>	<b>-0,109</b>	<b>-0,062</b>
<b>Terme 3</b>	<b>Var effet barème</b>	<b>0,007</b>	<b>-0,002</b>	<b>-0,010</b>	<b>-0,008</b>	<b>-0,005</b>
<b>Terme 4</b>	<b>Var effet genre</b>	<b>-0,029</b>	<b>-0,009</b>	<b>-0,021</b>	<b>-0,011</b>	<b>0,024</b>

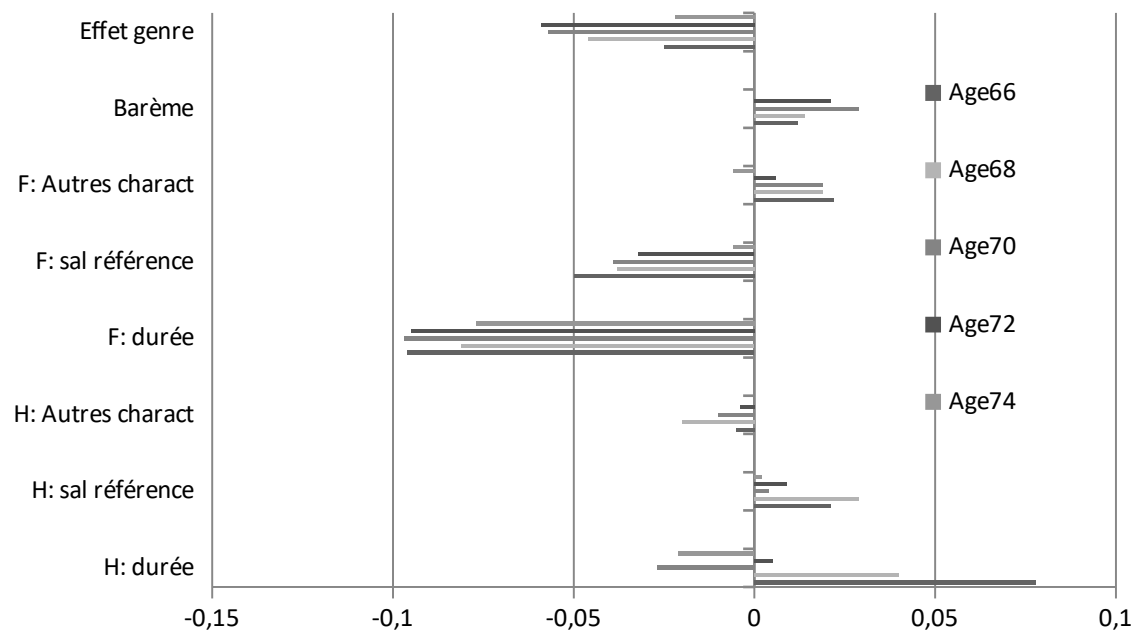
**Figure 4.1 – Composantes de la variation de l'écart des retraites entre les hommes et les femmes selon l'âge, entre 2008 et 2012 –Secteurs public et privé**



Sources: EIR 2008 and 2012 – logarithme des pensions directes, €2008.

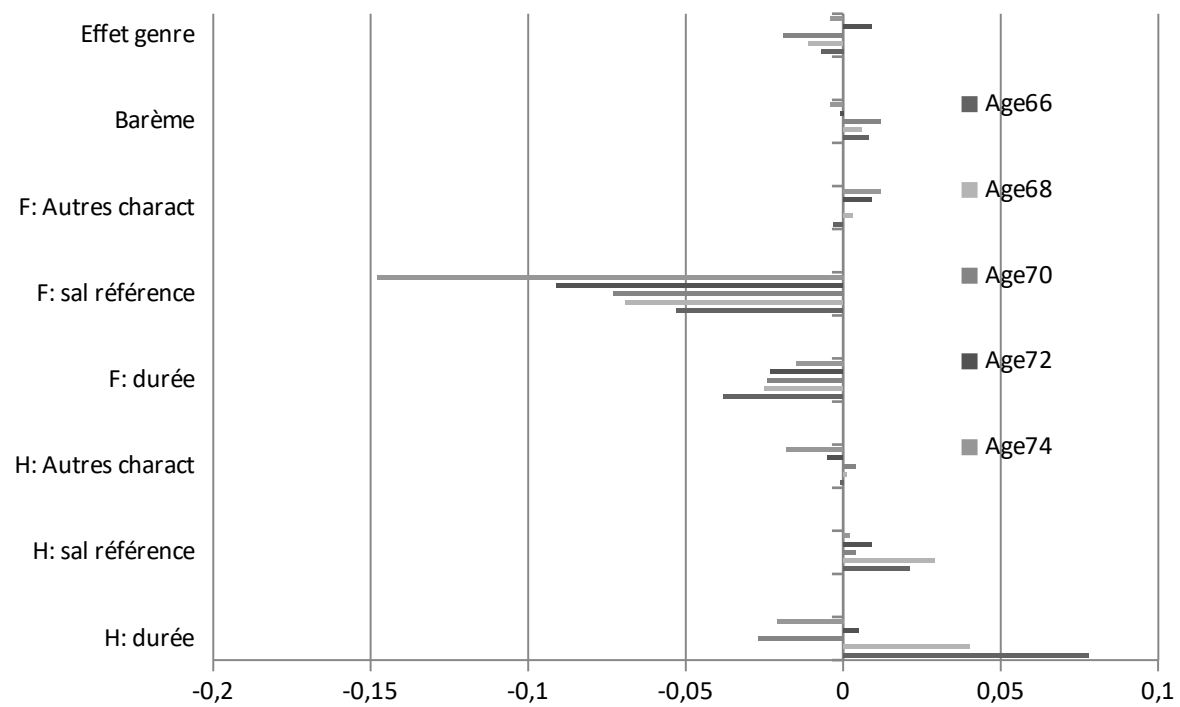


**Figure 4.2 – Composantes de la variation de l'écart des retraites entre les hommes et les femmes selon l'âge, entre 2008 et 2012 – Régime général**

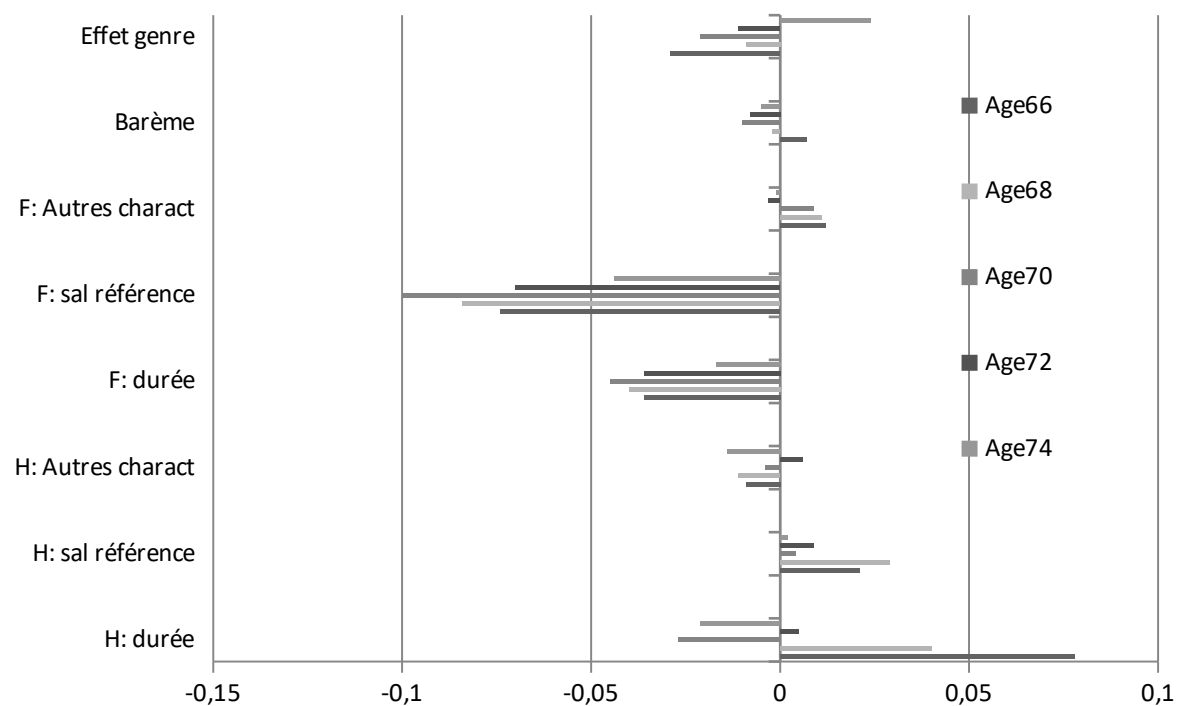


Sources: EIR 2008 and 2012 – logarithme des pensions directes, €2008.

**Figure 4.3 – Composantes de la variation de l'écart des retraites entre les hommes et les femmes selon l'âge, entre 2008 et 2012 –SRE (Fonction publique d'Etat)**



**Figure 4.4 – Composantes de la variation de l'écart des retraites entre les hommes et les femmes selon l'âge, entre 2008 et 2012 – CNRACL (Fonction publique Territoriale et Fonction Publique Hospitalière)**



## Chapitre 5. Décomposition des variations entre 2008 et 2012 de l'écart des retraites entre les hommes et les femmes le long de la distribution

### 5.1 Introduction

Le chapitre précédent a permis d'établir trois constats : l'écart des retraites entre les hommes et les femmes s'est réduit en moyenne entre 2008 et 2012, à âge donné ; cette évolution a été plus forte pour les retraites du privé que pour celle du public, sachant que l'écart dans le privé est beaucoup plus élevé que dans le public ; enfin que ce rapprochement provient essentiellement de durées validées plus longues et de salaires de référence plus élevés pour les femmes qui ont plus que compensé la montée des salaires de référence des hommes.

Toutefois nous avons vu dans le chapitre 2 que les écarts entre les hommes et femmes variaient considérablement le long de la distribution des retraites et que le poids des facteurs responsables de l'écart variait selon le décile. Pour résumer, les écarts de durées pèsent beaucoup pour les petites retraites, puis interviennent les différences dans les salaires de référence.

Il est donc vraisemblable que le resserrement des retraites intervenu entre 2008 et 2012 n'est pas identique tout au long de la distribution. Il s'agit ici de savoir d'une part si cette évolution a été surtout en faveur du bas de la distribution ou non, d'autre part quel élément a le plus contribué à ces changements.

La méthodologie est identique à celle déjà présentée pour l'analyse des écarts de retraite (le changement étant que la variable dépendante n'est plus l'écart une année donnée mais la variation de l'écart entre deux années). Les résultats sont présentés dans une série de graphiques dont nous expliquons le mode de lecture dans le paragraphe 5.2. Ensuite, nous présentons successivement les résultats pour le régime général (RG), la fonction publique d'Etat (SRE), les fonctions publiques territoriale et hospitalières (CNRACL). Une conclusion termine le chapitre.

### 5.2 Méthodologie et mode de lecture des résultats

De manière similaire à ce que nous avons fait pour l'analyse des écarts de retraite le long de la distribution (chapitre 2, paragraphe 2.4 et annexe 2), nous allons estimer une décomposition de la variation de l'écart pour un âge donné. Cela représente donc 5 variations de l'écart, puisque nous avons considéré 5 âges, et pour trois types de retraite : le régime général, la fonction publique d'Etat (SRE), la FPT et FPH (CNRACL). Pour ne pas alourdir une analyse déjà complexe, nous ne différencions pas entre les mono et les polypensionnés.

Les résultats pour chaque type de retraite sont présentés avec les graphiques suivants.

Nous commençons par une série de graphiques descriptifs :

- La distribution des niveaux de retraite (exprimés en log) par sexe et âge, en 2008 et 2012.
- La distribution des écarts des niveaux de retraite en 2008 et 2012, c'est-à-dire de la différence des logarithmes des retraites.

Ces deux premiers graphiques permettent d'avoir une idée des niveaux de retraite selon les âges et le sexe, pour 2008 et 2012, et de la localisation des plus grandes différences intervenues entre ces deux dates. Notons que les retraites des femmes sont toujours en dessous de celles des hommes, quels que soit le quantile, l'année ou la cohorte d'âge considérés.

La variable d'intérêt de ce chapitre— la variation de l'écart par quantile et selon l'âge entre 2008 et 2012 – est retracée dans le graphique suivant. Si l'écart s'est réduit, la variation est négative, et plus elle est située en-dessous du zéro, plus les retraites des femmes se sont rapprochées de celles des hommes (puisque l'écart est toujours à l'avantage des hommes). Cela permet de voir, pour chaque âge considéré, à quel centile les resserrements des retraites ont été les plus prononcés.

Les deux derniers graphiques descriptifs reportent la distribution des deux principaux contributeurs à la variation de l'écart, à savoir la durée moyenne validée par centile de log de pension, pour les hommes et pour les femmes, en 2008 et 2012, et les salaires de référence. Nous avons vu que l'écart des retraites des femmes, surtout dans le régime général, avait été réduit par des durées de cotisation plus longue. Ces graphiques permettent d'identifier à quels centiles les allongements de durées ont été les plus fortes. Il en est de même pour le salaire de référence.

Les résultats de l'analyse économétrique de la décomposition de la variation des écarts sont donnés dans trois séries de graphiques.

Le premier reporte la décomposition de la variation pour chaque centile par âge, en indiquant la variation de l'écart et les quatre contributions : les caractéristiques des femmes, celles des hommes, l'effet du barème et l'inobservable (ou effet genre). Comme précédemment, une contribution négative correspond à un resserrement de l'écart entre 2008 et 2012 (ce sera généralement le cas pour les contributions des caractéristiques des femmes), une contribution positive jouant dans l'autre sens (cas des contributions des caractéristiques des hommes).

Comme ce sont les variations des caractéristiques des hommes et des femmes qui vont tirer le plus la variation totale, les deux séries de graphiques suivants tracent la composition de ces variations pour les hommes, puis pour les femmes, c'est-à-dire l'impact sur l'écart des variations de la durée validée, du salaire de référence et des autres éléments. Dans ces autres éléments les minima (contributifs ou garantis) peuvent potentiellement jouer un rôle important : c'est pourquoi ils sont isolés des autres caractéristiques dans le dernier graphique.

Ces séries de graphiques sont présentés d'abord pour le secteur privé, puis pour les deux versants de la fonction publique (SRE et CNRACL) traités séparément.



## 5.3 Principaux résultats

### 5.3.1. Décomposition des variations dans le secteur privé

Nous commençons par l'analyse des situations en 2008 et 2012 des retraites du secteur privé (régime général).

Le graphique 5.1 illustre trois faits:

- Quelles que soient l'année ou la cohorte, la retraite des hommes est supérieure à celle des femmes.
- Pour les hommes, les distributions des retraites selon l'âge sont similaires en 2008 et 2012 (et même encore plus confondues en 2012) ; pour les femmes, on lit clairement que les générations les plus jeunes ont des retraites supérieures que les plus âgées, et ceci à tous les centiles.
- Enfin les écarts de retraite entre les hommes et les femmes sont plus prononcés aux premiers centiles qu'aux derniers.

Ce dernier constat est vérifié dans le graphique 5.2. Tant en 2008 qu'en 2012, on lit une nette décroissance avec les centiles de l'écart des retraites entre les hommes et les femmes. Le rapprochement est très net jusqu'à la médiane, et s'observe pour toutes les générations. Par ailleurs, ce sont toujours les générations les plus jeunes qui ont le moindre écart, quel que soit le centile, ce qui est cohérent avec le fait que les retraites des femmes sont supérieures pour les plus jeunes à celles des cohortes plus anciennes. Toutefois les formes de ces écarts le long de la distribution ne sont pas tout à fait les mêmes en 2008 et 2012.

Cette impression visuelle est confirmée dans le graphique 5.3 :

- Sauf pour les déciles entre le 60<sup>ème</sup> et le 70<sup>ème</sup> de la génération âgée de 74 ans, la variation des écarts est toujours négative, ce qui traduit un rapprochement des retraites des hommes et des femmes entre ces deux dates
- Les configurations selon les âges apparaissent très différentes. Pour les 66 ans, il y a peu de variations sur les premiers centiles (rappelons que ce sont toujours sur les premiers centiles que les écarts sont les plus élevés), puis une décroissance forte, ensuite une stabilisation autour de -10 points. Pour les autres âges, la variation est très forte sur les premiers centiles (jusqu'au vingtième centile environ), particulièrement pour les 70 ans, ensuite elle se réduit fortement, se rapprochant du zéro entre le 50<sup>ème</sup> et le 80<sup>ème</sup> centile, puis de nouveau l'écart se réduit dans les plus hauts centiles. Cette variabilité des évolutions selon les centiles et les générations indique que se contenter des observations sur la moyenne fait perdre beaucoup d'informations sur la complexité des évolutions.

Les graphiques sur les distributions de durées (graphiques 5.4 et 5.5) des hommes et des femmes selon la structure des retraites amènent deux constats. Le premier est la forme très particulière et très stable entre les âges et les années pour les hommes : le maximum de trimestres validés est atteint très vite, dès les premiers centiles. Pour les femmes, tant en 2008 qu'en 2012, le maximum est atteint beaucoup plus tard dans la distribution des retraites, autour de la médiane. Le deuxième est que chez les femmes, les générations plus jeunes ont davantage validé de trimestres que les plus anciennes, et ce d'autant plus que la période est récente : pour les femmes de 66 ans, les 150 trimestres validés sont atteints dès le 40ème décile en 2008, le 35ème en 2012.

Les variations entre les générations sont beaucoup moins prononcées pour les salaires de référence (graphique 5.5), tant pour les hommes que pour les femmes. En revanche, les salaires des femmes ont un peu plus progressé que ceux des hommes entre 2008 et 2012, l'écart entre les deux s'est un peu resserré (dans le graphique 5.5, ce resserrement nous a contraint à changer l'échelle des ordonnées pour que l'on puisse distinguer un peu mieux les courbes).

Passons maintenant à la décomposition économétrique de ces variations, génération par génération. Rappelons qu'en moyenne (chapitre 4), la diminution de l'écart a été la plus forte pour les cohortes âgées de 70 ans (0,205 points de logarithme), puis pour celles de 72 ans (resp - 0.157 points) et la plus faible pour les 66 ans, donc ceux qui démarrent leur retraite (-0,049 points).

Le graphique 5.6 donne pour chaque âge la décomposition de la variation des écarts entre les deux EIR. Le trait noir plein redonne la variation de l'écart déjà commenté ci-dessus ; son aspect « plat » par rapport au graphique 5.3 tient à l'échelle différente utilisée ici.

Parmi les quatre contributions, celles des changements des caractéristiques des hommes sont la plupart du temps négligeables (proches de la ligne zéro), ce qui correspond à notre observation précédente sur la relative stabilité des caractéristiques pour les hommes entre 2008 et 2012. La variation de l'écart est donc commandée principalement par la variation des caractéristiques des femmes.

Les contributions de l'effet genre (ou inobservables) et du barème peuvent être aussi bien positives que négatives et évoluent en sens inverse l'une de l'autre, ce qui annulent quasiment leur effet. Cette évolution presque en miroir n'est pas surprenante si l'on revient à la définition de ces deux termes : l'effet « genre » (différence entre la constante de l'équation de 2012 et celle de 2008) correspond beaucoup au fait que les durées validées ne sont pas toutes génératrices des mêmes droits selon qu'elles aient été travaillées ou non, et que cet effet n'est pas pris en compte dans le calcul de la retraite en fonction de la durée et du salaire de référence<sup>21</sup>. L'effet barème est égal à la différence des caractéristiques des hommes et des femmes en 2012 valorisée par la différence de leur rendement entre 2012 et 2008.

Si les femmes travaillent davantage en proportion de la durée validée, c'est-à-dire que la part de trimestres cotisés augmente, les mêmes durées sont « mieux » rémunérées entre 2008 et 2012 et la contribution de l'effet genre à la variation de l'écart est négative car cela resserre les différences de retraite

---

21 L'effet genre absorbe aussi les non-linéarités dans le calcul des pensions qui ne sont pas prises en compte dans nos estimations malgré une forme fonctionnelle très souple.

entre les hommes et les femmes. Côté « barème », cela revient à augmenter le rendement moyen des hommes et des femmes en deuxième période (une variation positive liée à cet effet des durées travaillées sans que les modes de calcul des pensions soient modifiés) qui est appliqué à l'écart des caractéristiques en 2012, donc élargit l'écart des retraites (contribution positive) car les caractéristiques des hommes sont en moyenne plus favorables que celles des femmes. Le raisonnement inverse s'applique si la contribution de l'effet « genre » accroît l'écart des retraites ; cela correspond à une diminution de l'écart des « rendements » et donc à une contraction de la différence.

C'est donc l'effet des contributions des caractéristiques qu'il est important d'analyser pour comprendre ce qui se passe le long de la distribution.

Pour rendre les graphiques plus lisibles, nous avons changé d'échelle pour les hommes et reporté les variations de -0.05 à +0.1 (au lieu de - 0.4 à +0.4). Aussi les graphiques 5.7 et 5.8 pourraient donner faussement l'impression d'une très forte contribution des variations des caractéristiques des hommes, alors que celles-ci sont très modestes. Il apparaît néanmoins que pour tous les âges sauf 66 ans, c'est la composante « salaire de référence » qui domine, et que la variation est plus forte dans les centiles les plus élevés. Autrement dit, pour les retraités hommes de plus de 66 ans, le salaire de référence s'est accru entre 2008 et 2012 pour les retraités les mieux rémunérés.

Il n'en est pas de même pour les 66 ans, cette singularité provenant sans doute du fait que tous les hommes de cette tranche d'âge ne sont pas à la retraite et que ce sont les mieux rémunérés qui tendent à retarder l'âge du retrait d'activité. Cela contribue à expliquer l'allure « plate » de la variation des écarts de retraite entre 2008 et 2012.

La décomposition de la contribution des caractéristiques des femmes est la plus informative sur les mouvements constatés. Pour tous les âges, les augmentations de durées validées sont le principal facteur explicatif jusqu'au 40<sup>ème</sup> centile, y compris pour les 66 ans. S'y combinent les effets de la montée des salaires de références, observables en particulier pour les 70 ans et les 72 ans. Une particularité des 66 ans est une forte contribution positive des « autres caractéristiques » jusqu'au 40<sup>ème</sup> centile environ, qui correspond pour moitié au minimum contributif (graphique 5.10). Là aussi, cela explique la différence du profil des variations pour les 66 ans par rapport aux autres générations.

Que ce soit pour les femmes ou pour les hommes, la contribution du minimum contributif est ailleurs négligeable, et, lorsqu'elle est différente de zéro, elle est positive pour les femmes et donc joue contre le rapprochement des retraites. Cela s'observe pour les centiles les plus bas.

En résumé, la réduction des écarts de retraite du secteur privé entre 2008 et 2012 n'est pas uniforme le long de la distribution et diffère d'une cohorte à l'autre. Pour les 68 ans et plus, la réduction est la plus forte aux centiles les plus faibles et est proche de zéro pour les centiles les plus élevés, à la fois parce que, dans le haut de la distribution, l'amélioration des caractéristiques des femmes contribue moins à réduire les écarts de centiles et parce que l'amélioration des caractéristiques des hommes contribue plus à les accroître. Ces profils s'expliquent essentiellement par l'allongement des durées travaillées, très nettes pour les premiers centiles. Pour les 66 ans, la configuration est différente, avec des fluctuations de diminution de l'écart autour de

-10% tout au long de la distribution des retraites. Cela s'explique vraisemblablement par le fait que tous les salariés de cet âge n'ont pas encore pris leur retraite, surtout les mieux rémunérés (ceux dont le salaire de référence seront les plus élevés).

### 5.3.2. Décomposition des variations dans la fonction publique d'Etat (SRE)

Passons maintenant à l'examen de ces mêmes graphiques pour les retraités de la FPE. Les niveaux des retraites sont plus élevés, ce qui est attendu, reflétant un niveau de qualification supérieur dans la FPE par rapport au privé ; les pentes sont aussi moins prononcées (graphique 5.11). Les configurations par génération diffèrent quelque peu : ce ne sont pas les générations les plus jeunes qui ont toujours les retraites les plus élevées, ceci étant particulièrement marquée en 2012 pour les hommes, et les profils sont différents pour les femmes (par exemple, en 2012, les retraites sont plus basses autour du 70<sup>ème</sup> centile pour les femmes de 74 ans, alors qu'il n'y a pas un tel décrochage pour les hommes).

De ce fait les écarts de retraite selon les centiles et les générations n'ont pas du tout la même forme que dans le secteur privé (graphique 5.12). Ils se caractérisent par une forme beaucoup plus irrégulière, et globalement par des minima situés au milieu de la distribution (autour de la médiane).

La variation de l'écart des retraites est, comme attendu, d'ampleur plus faible que dans le privé ; pour la génération des 66 ans, elle oscille entre 0 et -0,05 tout le long de la distribution. De nouveau il est possible que cela soit lié au fait que tous les salariés ne soient pas partis à la retraite à 66 ans. Les autres générations, à l'exception de celles de 74 ans, ont des évolutions heurtées mais d'ampleur faible, et pour les 68 ans et 70 ans, connaissent une croissance de l'écart pour les centiles supérieurs au 80<sup>ème</sup>, mais de l'ordre de moins de 1 point de pourcentage. La génération âgée de 74 ans fait exception, avec une décroissance importante de l'écart au-delà du 60<sup>ème</sup> centile.

La description des durées moyennes validées et des salaires de référence (graphiques 5.14 et 5.15) fait aussi ressortir cette variabilité plus prononcée que dans le privé, ceci étant dû en partie au fait que nous sommes sur des effectifs plus réduits. Il apparaît que les durées validées des femmes atteignent bien plus vite que pour les femmes dans le privé les 150 trimestres (avant le 20<sup>ème</sup> centile). Pour les premiers centiles, on constate aussi une tendance à des durées plus longues dans les générations les plus jeunes. Enfin, le trait frappant sur les salaires de référence est que les courbes des hommes et des femmes se confondent souvent, en 2008 et 2012, surtout dans les premiers centiles ; un écart visible entre les deux n'apparaît qu'au-delà du 90<sup>ème</sup> centile, en 2008 comme en 2012. Ce résultat est à rapprocher des modes de calcul des salaires de référence dans le public qui repose sur les derniers traitements (hors primes) et le caractère relativement plat des progressions salariales pour les catégories B et surtout C. De ce fait, les traitements des femmes et des hommes se rejoignent en fin de carrières pour ces catégories, mais moins pour les catégories A.

Les décompositions des variations de l'écart par âge sont reportées dans le graphique 5.16. Comme pour le secteur privé, nous analyserons les contributions des caractéristiques des hommes et des femmes, et leur structure (graphiques 5.17 à 5.20).

On a vu que des générations avaient des évolutions divergentes : l'écart augmentait en haut de la distribution pour les 68-70 ans, et reculait pour les 74 ans. Pour les 68 et surtout 70 ans, cela provient d'une forte remontée de la contribution des caractéristiques des hommes, qui est plus forte que pour les autres cohortes, alors que celle des femmes diminue. Dans les deux cas les mouvements sont liés au salaire de référence. En d'autres termes, il semblerait que les hommes de ces générations en 2012 ont connu des carrières plus favorables que leurs homologues femmes dans la FPE que précédemment. Pour les 74 ans, l'analyse est plus complexe : les contributions des hommes en haut de la distribution jouent positivement comme pour les autres générations, et pour les femmes les autres effets – dont l'effet « barème » – font plus que compenser dans le haut de la distribution.

### 5.3.3. Décomposition des variations pour la CNRACL

Les retraités de la CNRACL présentent des configurations intermédiaires entre celles du régime général que de la fonction publique d'Etat, avec aussi quelques particularités.

Ainsi la distribution des retraites des hommes et des femmes montre certes que les retraites des femmes sont toujours inférieures à celles des hommes, mais il y a un fort resserrement en haut de la distribution pour les deux années, alors que ce n'était pas observable dans les autres types de régime (graphique 5.21), contribuant à faire de l'écart moyen des retraites entre les hommes et les femmes le plus faible des trois. Ceci est confirmé dans le graphique suivant (graphique 5.22) où l'écart est fortement décroissant avec les quantiles (sauf pour les tout derniers centiles).

Dans le graphique 5.23, les variations sont très différentes d'une génération à l'autre et d'un centile à l'autre, si bien qu'il n'est pas très facile d'en tirer une tendance dominante. Par exemple, si l'on considère l'âge 70, on voit que les écarts ont eu tendance à diminuer, surtout dans les premiers centiles et autour du soixantième, puis ne bougent plus, alors que pour l'âge 74 ans, les écarts n'ont pas bougé en début de distribution ni autour du soixantième. Ces évolutions contrastées reflètent vraisemblablement les changements des périmètres de la fonction publique territoriale et hospitalière et les évolutions des vagues de recrutements.

En ce qui concerne les durées validées et les salaires de référence (graphiques 5.24 et 5.25), on retrouve les évolutions heurtées déjà constatées pour le SRE, et également des durées de carrière validées plutôt longues pour les femmes.

Enfin l'analyse économétrique souligne la diversité des situations, même si globalement on retrouve des tendances déjà observées dans le SRE, à savoir des contributions croissantes des variations des caractéristiques des hommes et des femmes le long de la distribution, avec parfois une amélioration plus forte des caractéristiques des hommes pour un âge donné, ce qui va réduire la variation de l'écart, voire l'accroître : ce sera le cas pour les générations 66 ans et 70 ans pour les déciles les plus élevés. Pour les hommes, c'est essentiellement l'amélioration des salaires de référence qui contribue à l'accroissement des écarts hommes – femmes, et ce d'autant plus que l'on s'élève dans la distribution. Pour les femmes, on observe le résultat symétrique : les écarts avec les

hommes sont principalement réduits sous l'effet d'une amélioration des salaires qui s'accroît avec les centiles. Les durées des femmes contribuent aussi à la réduction des écarts, mais de façon indépendante de la place dans la distribution.

## Conclusion

En conclusion, même si globalement les différences des retraites des hommes et des femmes se sont atténuées entre 2008 et 2012 pour un âge donné, il faut souligner la très grande variété des évolutions selon le type de régime, l'âge et le centile considéré. La décomposition de la variation des écarts met en évidence que deux facteurs représentatifs de la carrière passée, à savoir les durées validées et les salaires de référence, expliquent l'essentiel des variations, ce qui est normal puisque peu de réformes sont intervenues entre ces deux dates. Mais cela signifie aussi que des carrières continues pour les femmes sont le plus sûr moyen de rapprocher leur retraite de celles des hommes du même âge. On voit que cet effet a joué à plein pour les générations les plus récentes qui sont arrivées sur le marché du travail dans les années soixante, y compris pour les moins qualifiées.

Les évolutions le long de la distribution sont différentes selon le type de régime. Le tableau suivant récapitule les principales variations, leur localisation et les facteurs contributifs. Pour le régime général et la CNRACL, le resserrement intervient plutôt pour les petites retraites, alors que pour le SRE, c'est dans le haut de la distribution. Quand la principale variation entre deux dates est due à un allongement des durées travaillées, cela réduit les inégalités entre les hommes et les femmes du bas de la distribution, alors que lorsque le gain d'une période à l'autre est lié à un accroissement supérieur du salaire de référence pour les femmes par rapport aux hommes, cela se traduit plutôt par un moindre écart en haut de la distribution.

	<i>Quelle variation moyenne maximale ?</i>	<i>Pour quel âge ?</i>	<i>A quels centiles ?</i>	<i>En raison de quels facteurs ?</i>
RG	-18	70 ans (gen 1938 et 1942)	10 <sup>ème</sup> et moins	Accroissement important des durées validées des femmes en bas de la distribution
SRE	- 10	74 ans (gen 1934 et 1938)	70 <sup>ème</sup> et plus	Effet genre (inobservables) + Effet salaire
CNRACL	- 9	70 ans (gen 1938 et 1942)	Jusqu'au 75 <sup>ème</sup>	Effet durée + Effet genre (inobservables)

Figures 5.1 à 5.10 : Régime général

Figures 5.11 à 5.20 : Fonction Publique d'Etat

Figures 5.21 à 5.30 : CNRACL

Figure 5.1 Régime général : Quantiles de retraite par cohorte, EIR et sexe

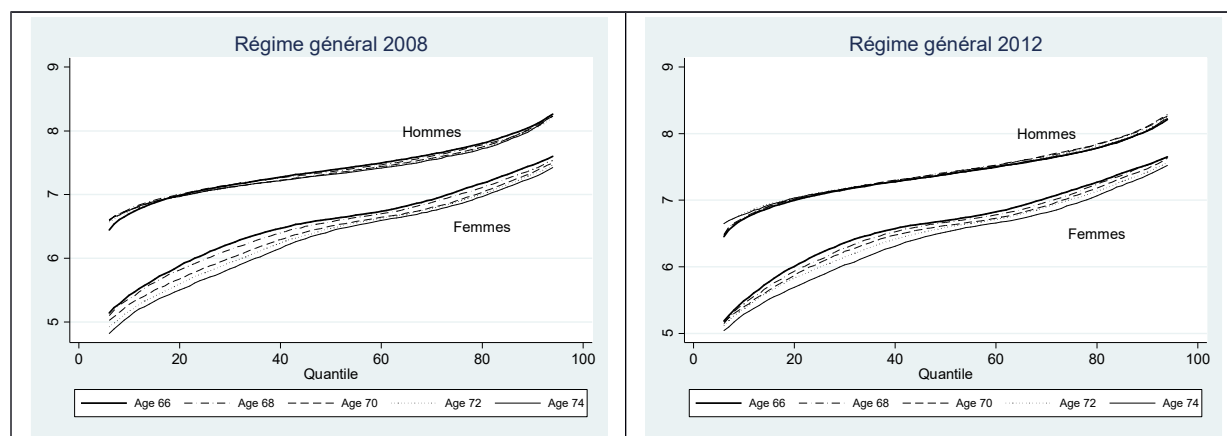


Figure 5.2 Régime général : Ecart H/F de quantile par cohorte et EIR

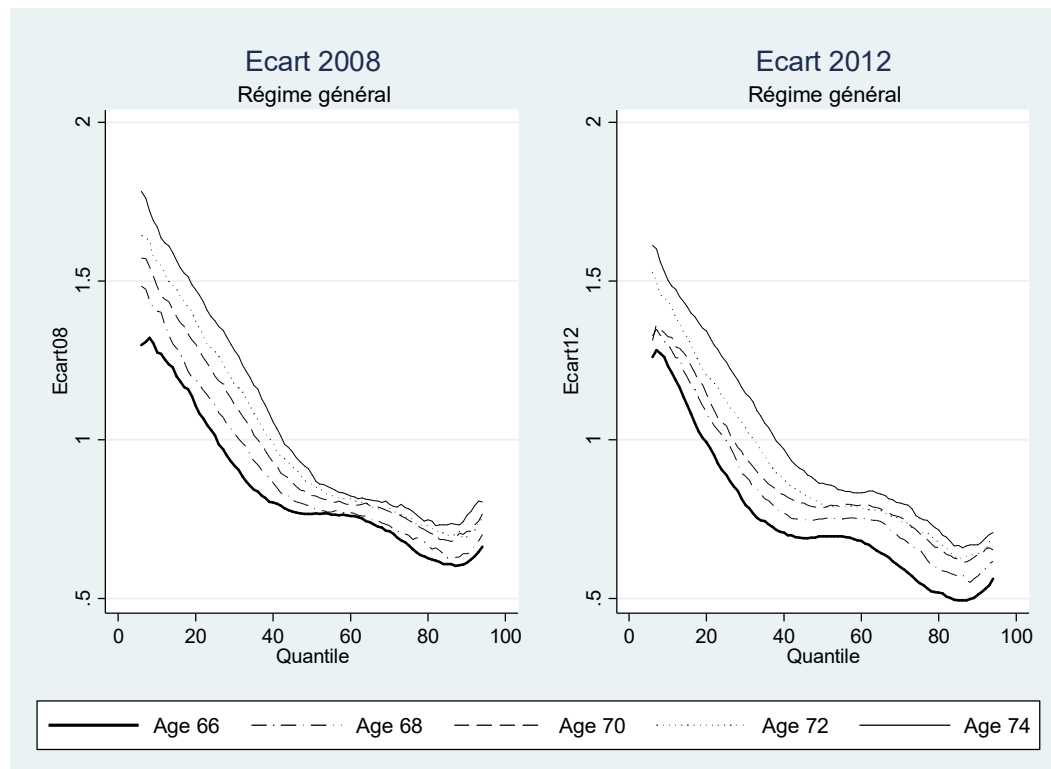


Figure 5.3 Régime général : Variation des écarts de quantile H/F entre les deux EIR par cohorte



## Variation de l'écart entre 2008 et 2012

Régime général



Figure 5.4 Régime général : durée moyenne par centile de pension et par cohorte d'âge

HOMMES

FEMMES

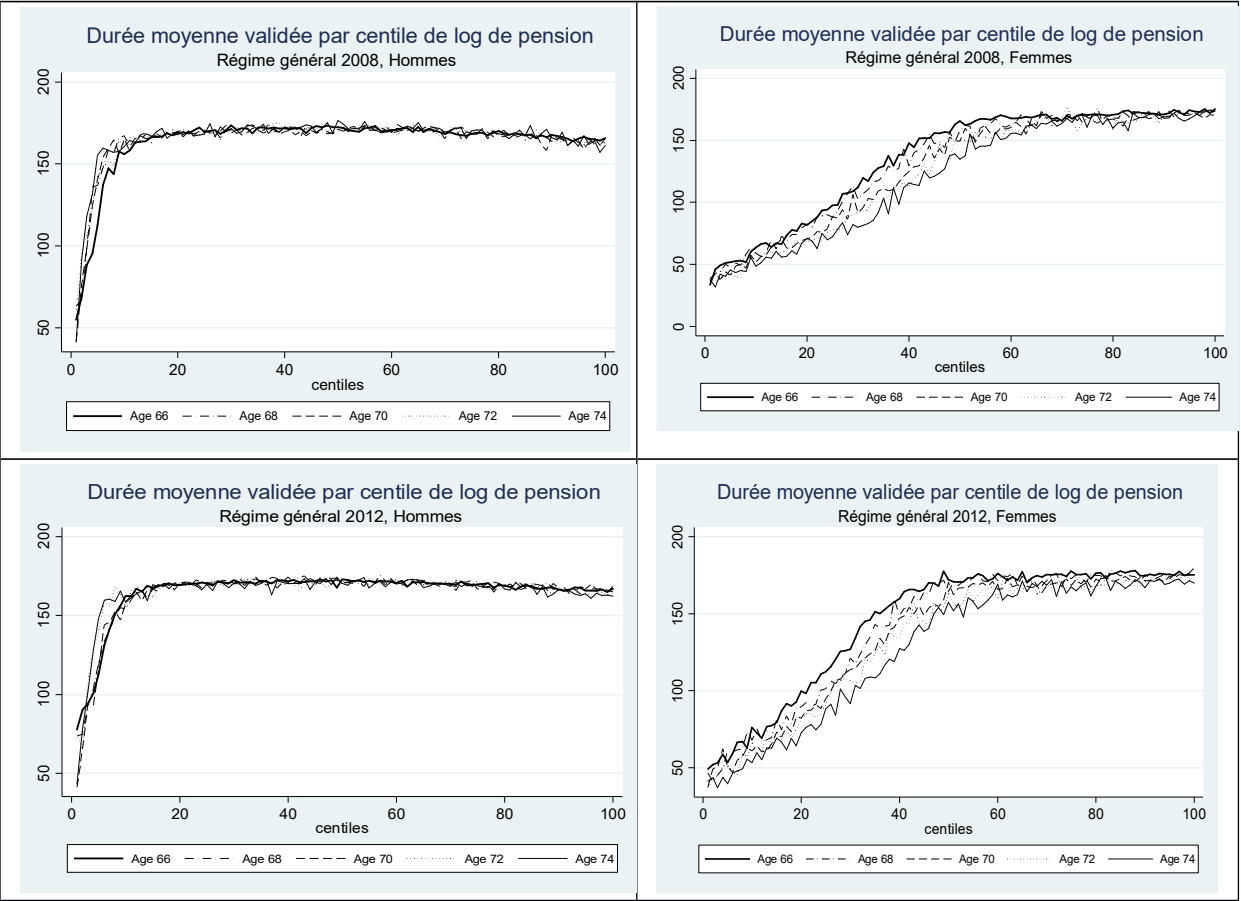


Figure 5.5. Régime général : salaire de référence par centile et par cohorte d'âge

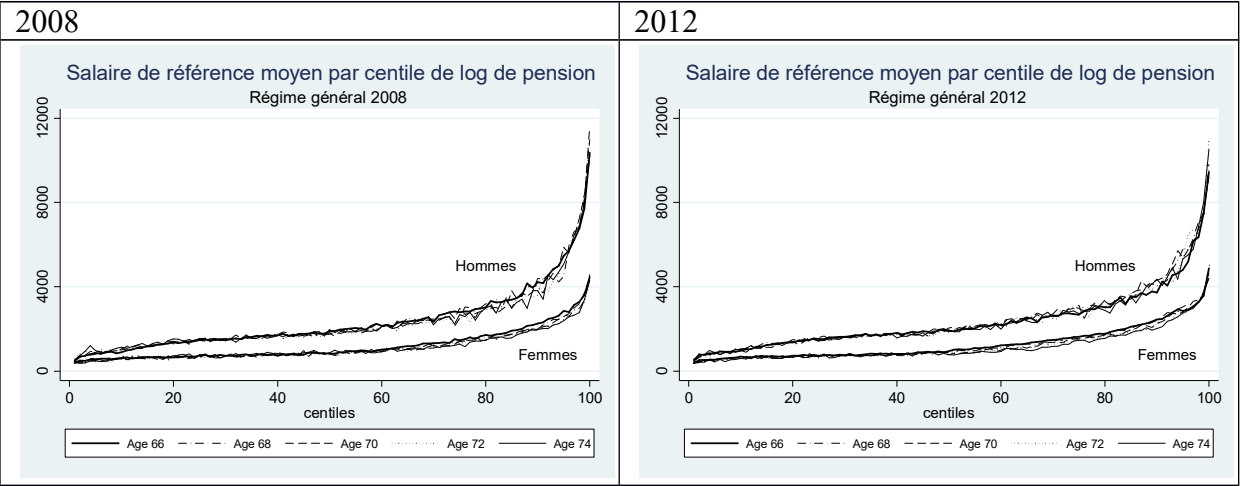


Figure 5.6 Régime général : Décomposition de la variation des écarts de quantile H/F entre les deux EIR par cohorte

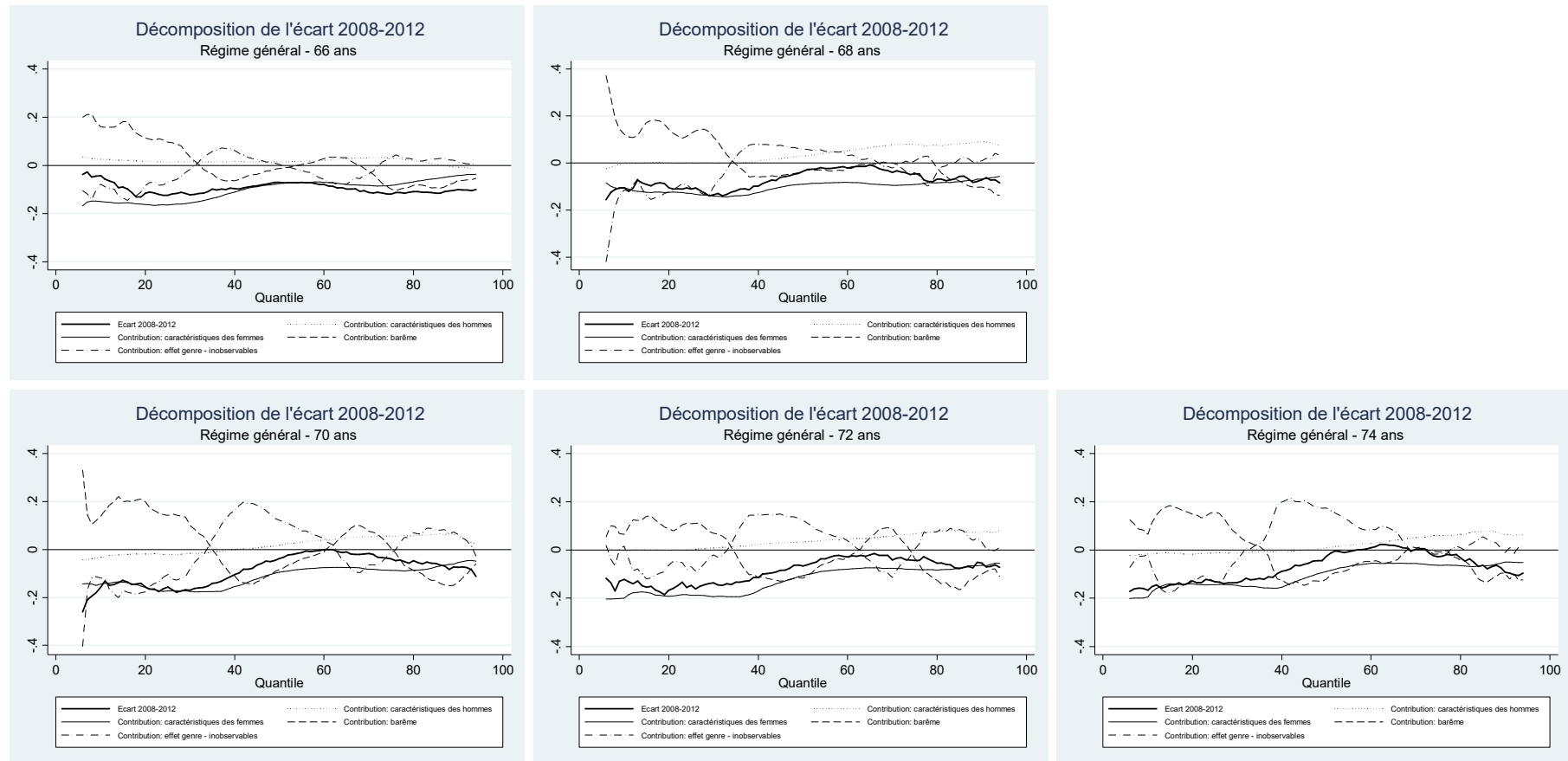
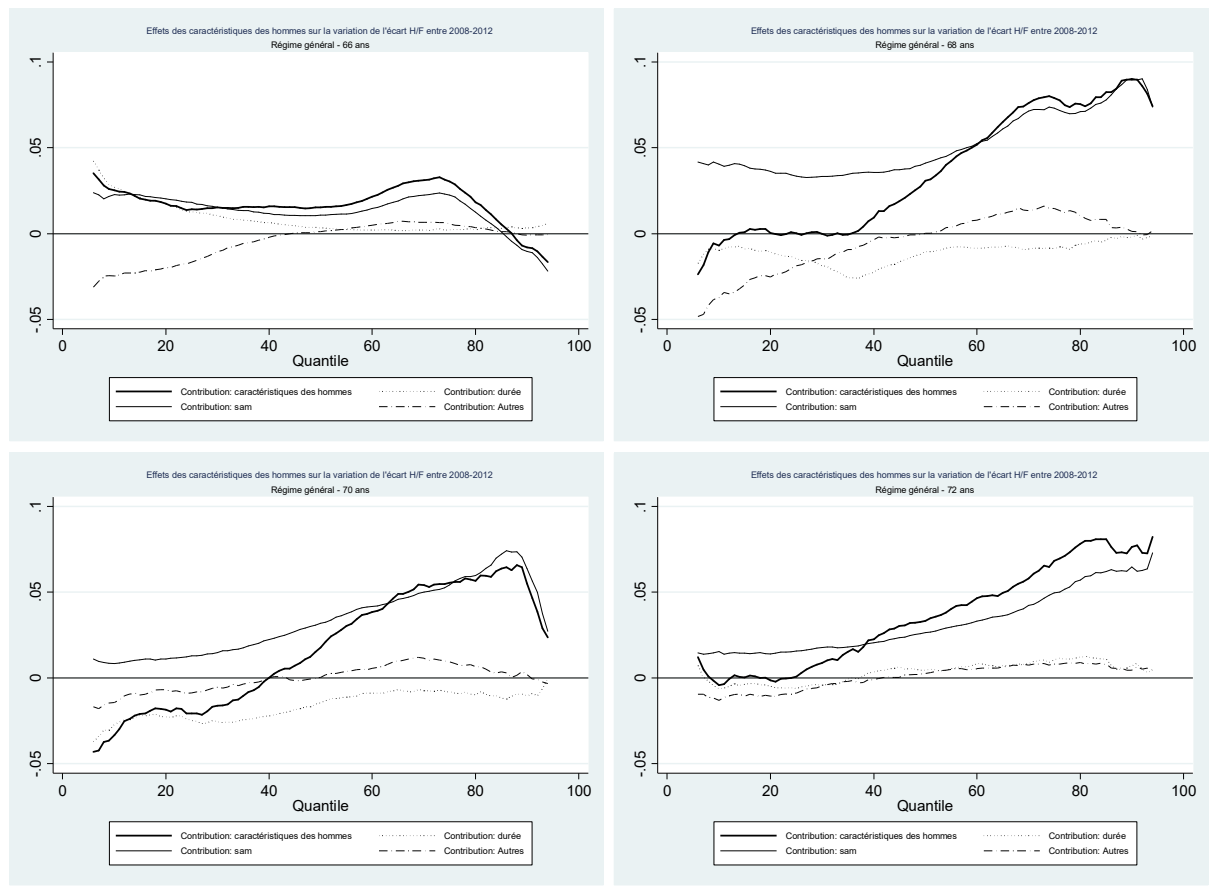


Figure 5.7 Régime général : Décomposition de la contribution des caractéristiques des hommes



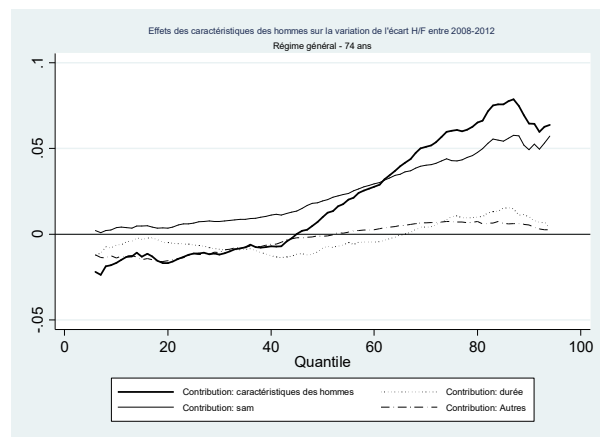
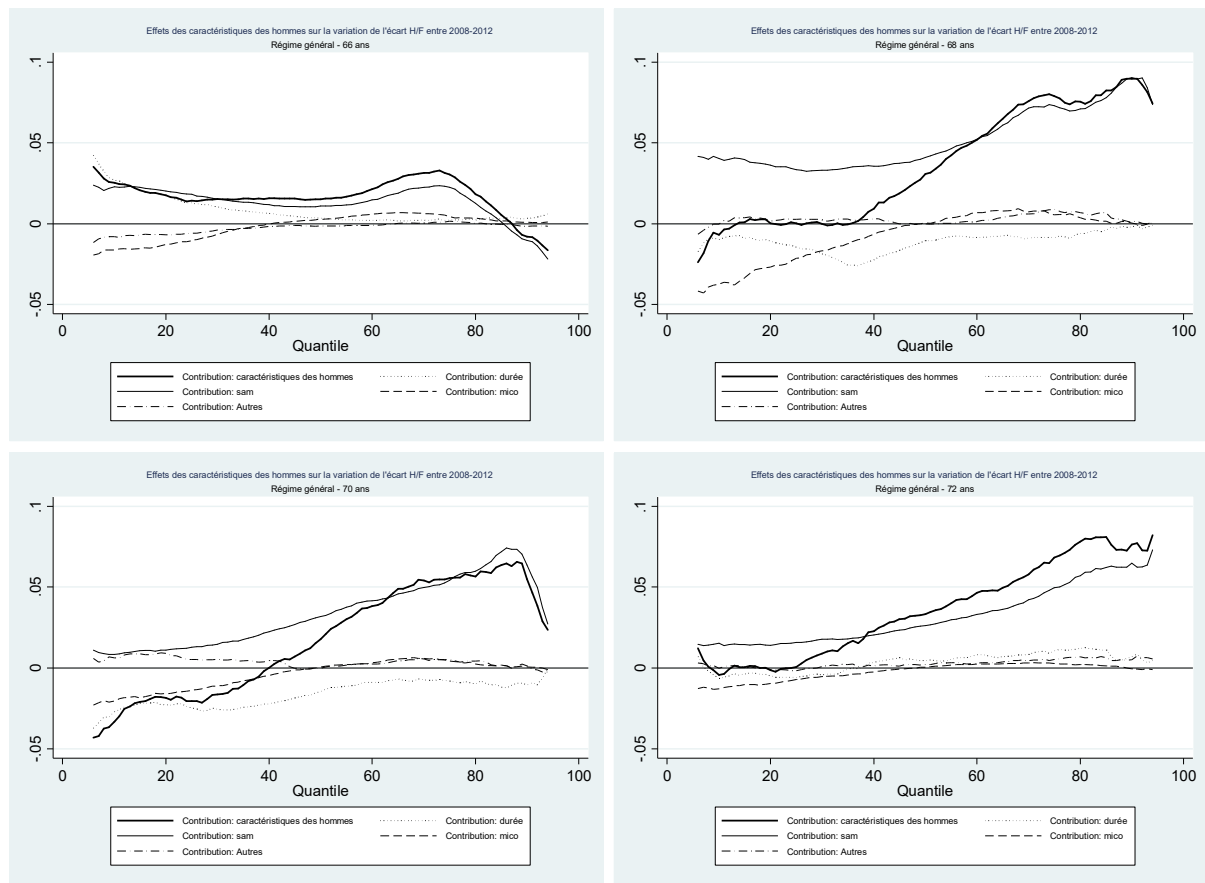


Figure 5.8 Régime général : Décomposition de la contribution des caractéristiques des hommes, en séparant mico



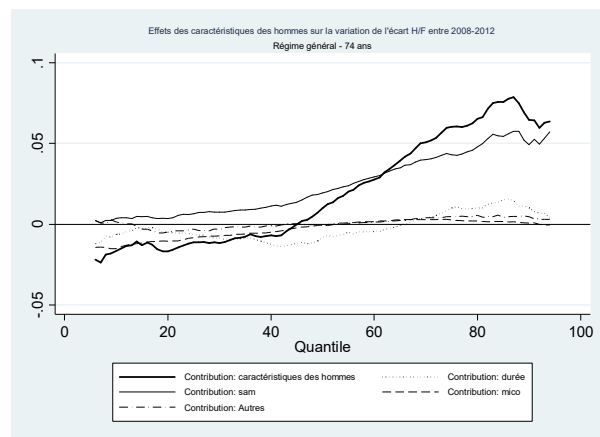
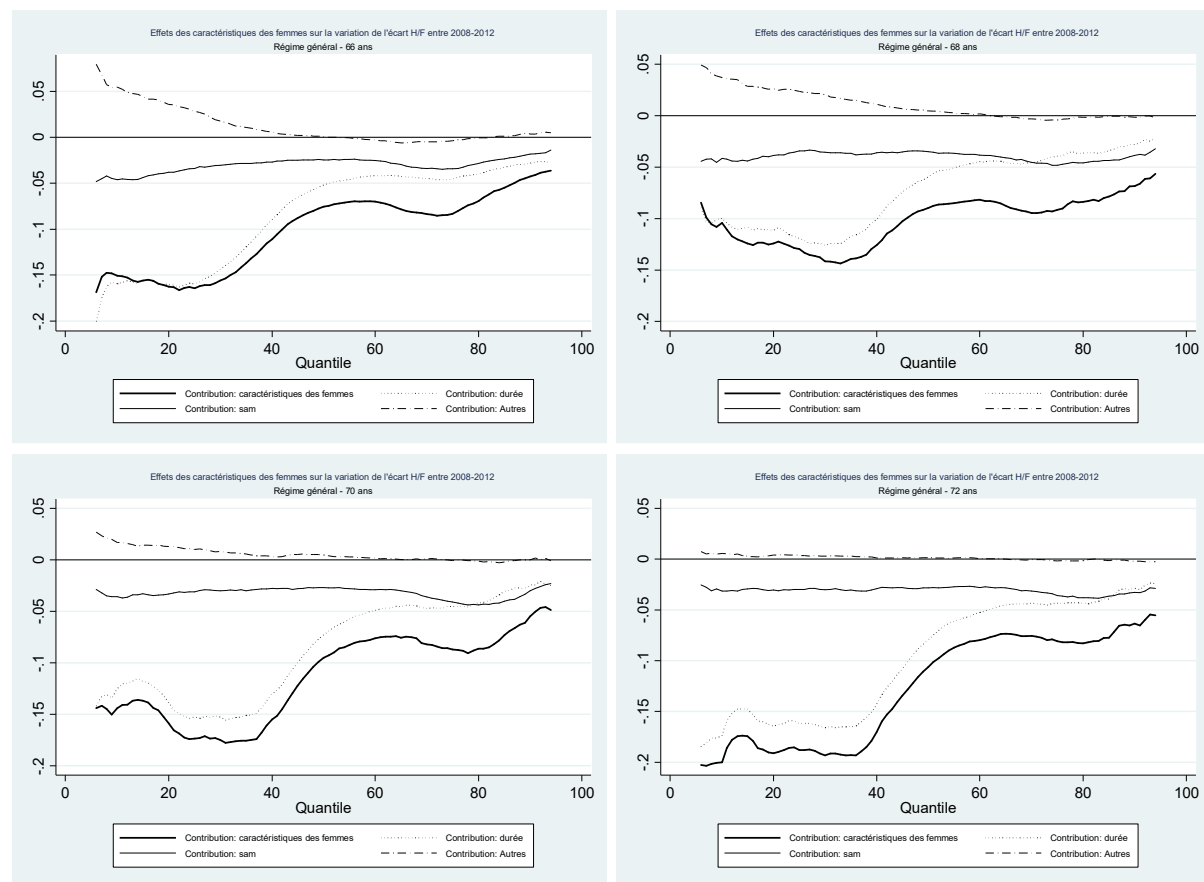




Figure 5.9 Régime général: décomposition de la contribution des caractéristiques des femmes



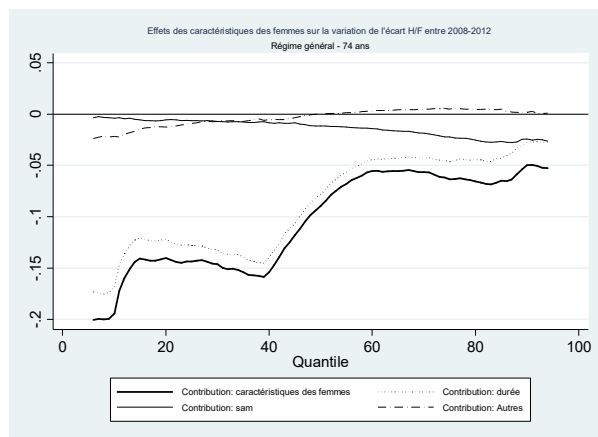
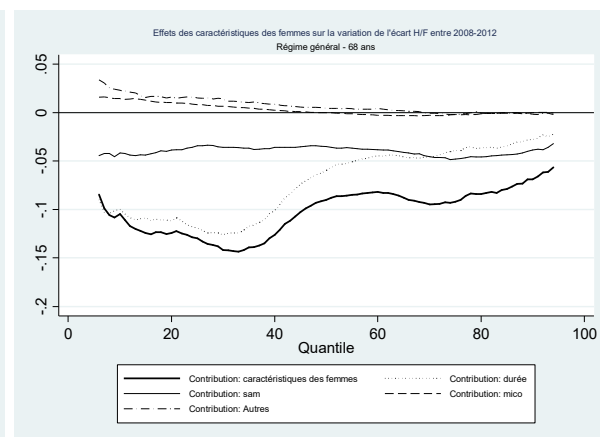
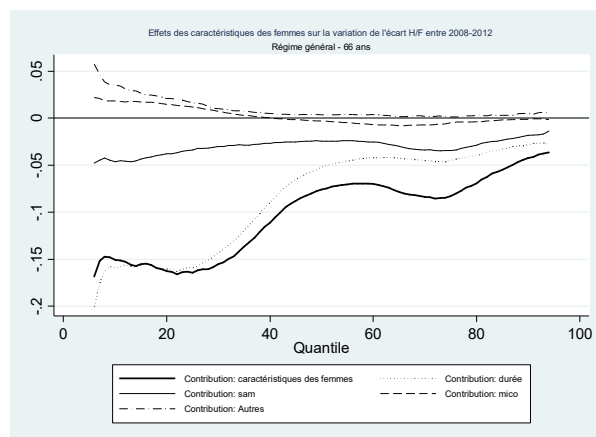


Figure 5.10 Décomposition de la contribution des caractéristiques des femmes (en séparant mico)



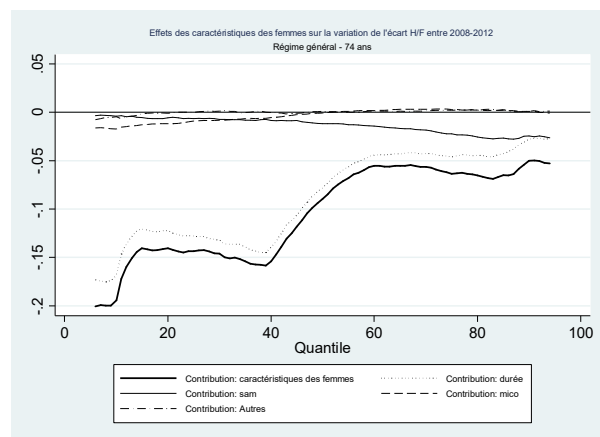
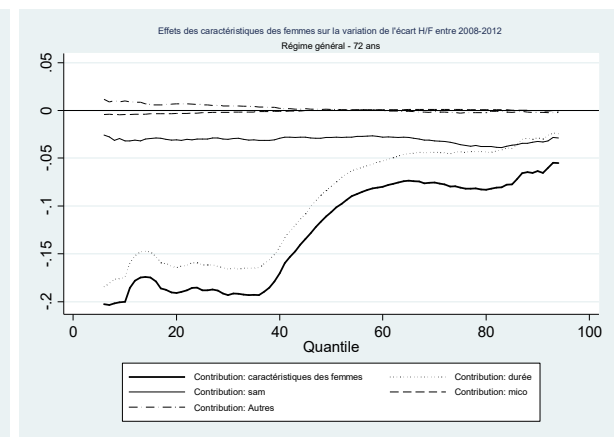
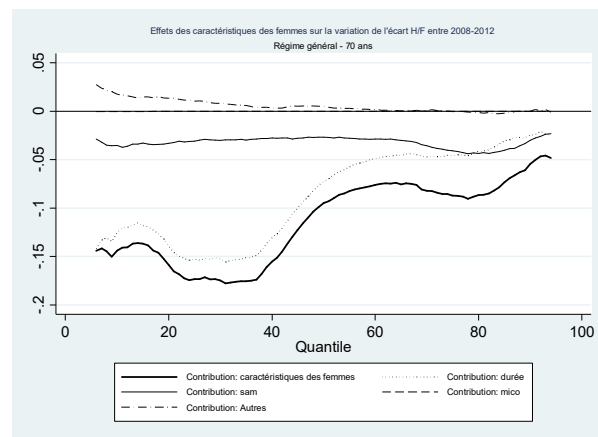


Figure 5.11 Fonction publique (SRE) : Quantiles de retraite par cohorte, EIR et sexe

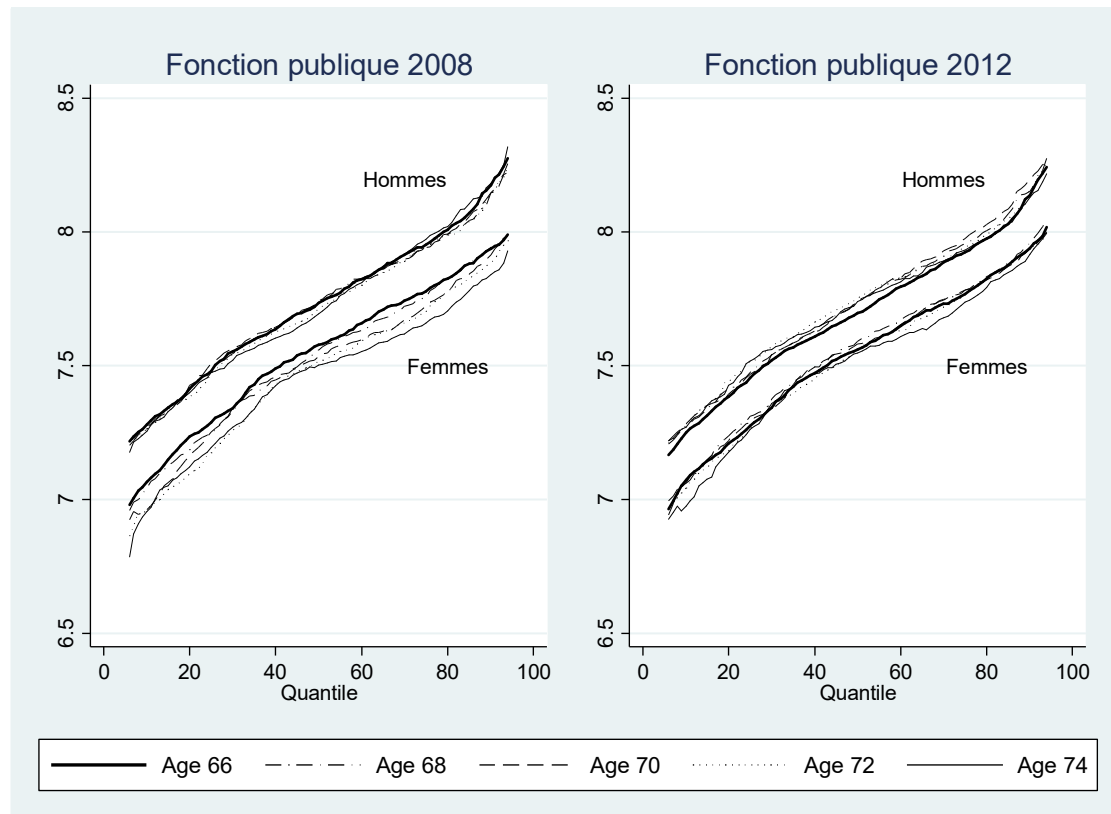


Figure 5.12 Fonction publique (SRE) : Ecart H/F de quantile par cohorte et EIR

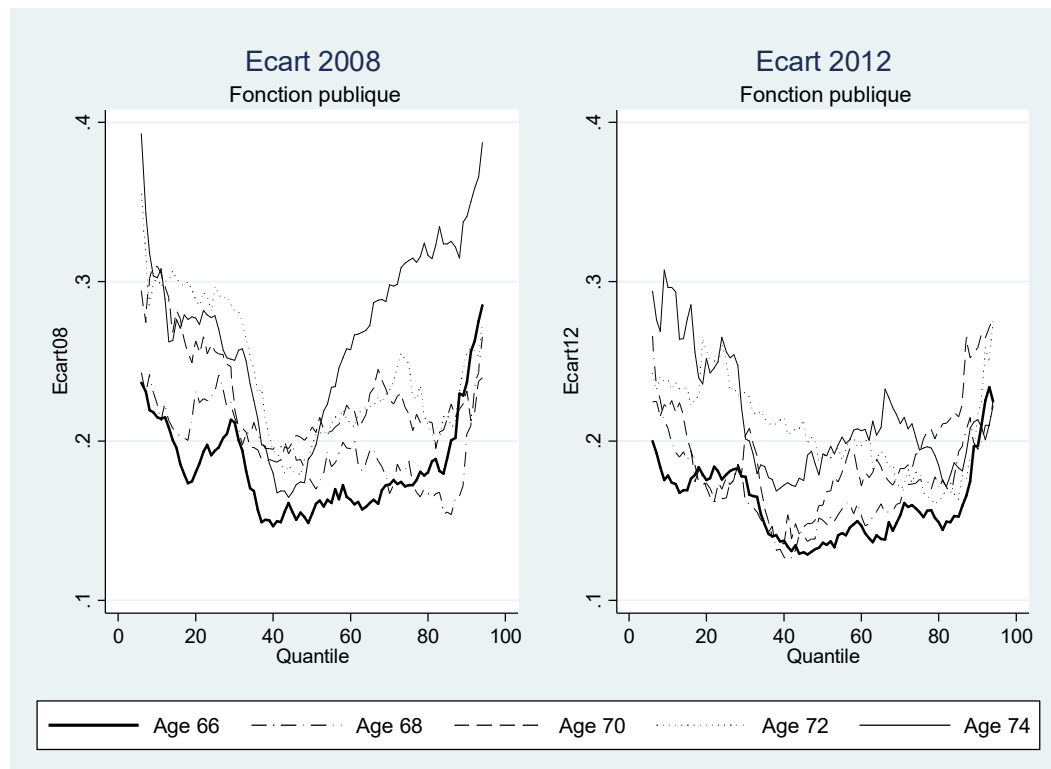


Figure 5.13 Fonction publique (SRE) : Variation des écarts de quantile H/F entre les deux EIR par cohorte

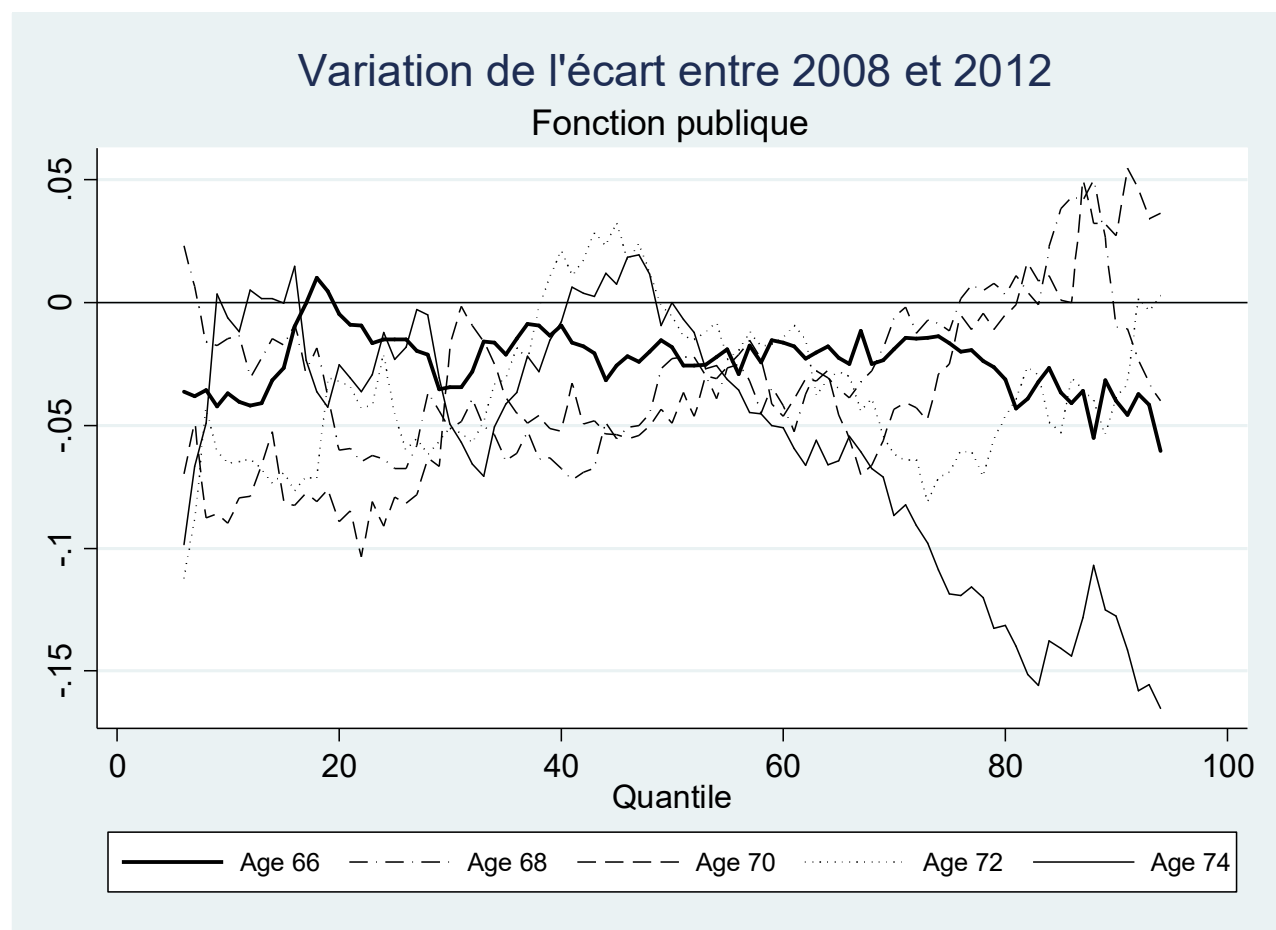


Figure 5.14 Fonction publique (SRE) : durée moyenne par centile de pension et par cohorte d'âge

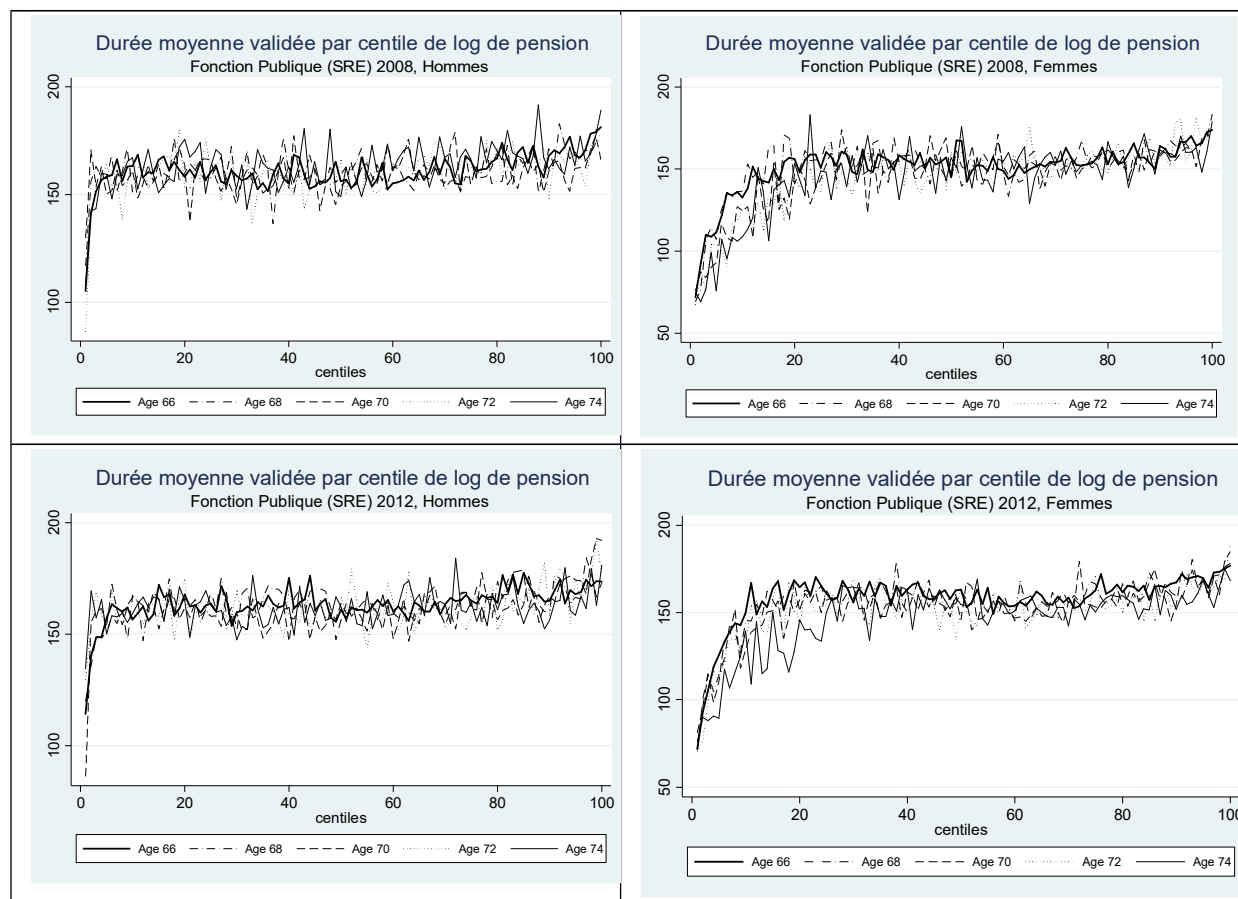


Figure 5.15. Fonction publique (SRE) : salaire de référence par centile et par cohorte d'âge

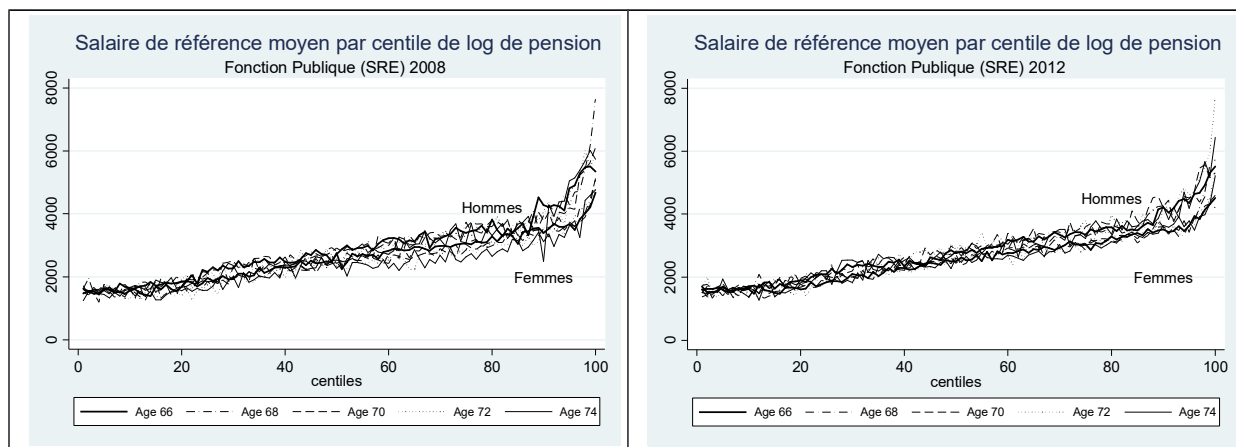




Figure 5.16 Fonction publique (SRE) : Décomposition de la variation des écarts de quantile H/F entre les deux EIR par cohorte

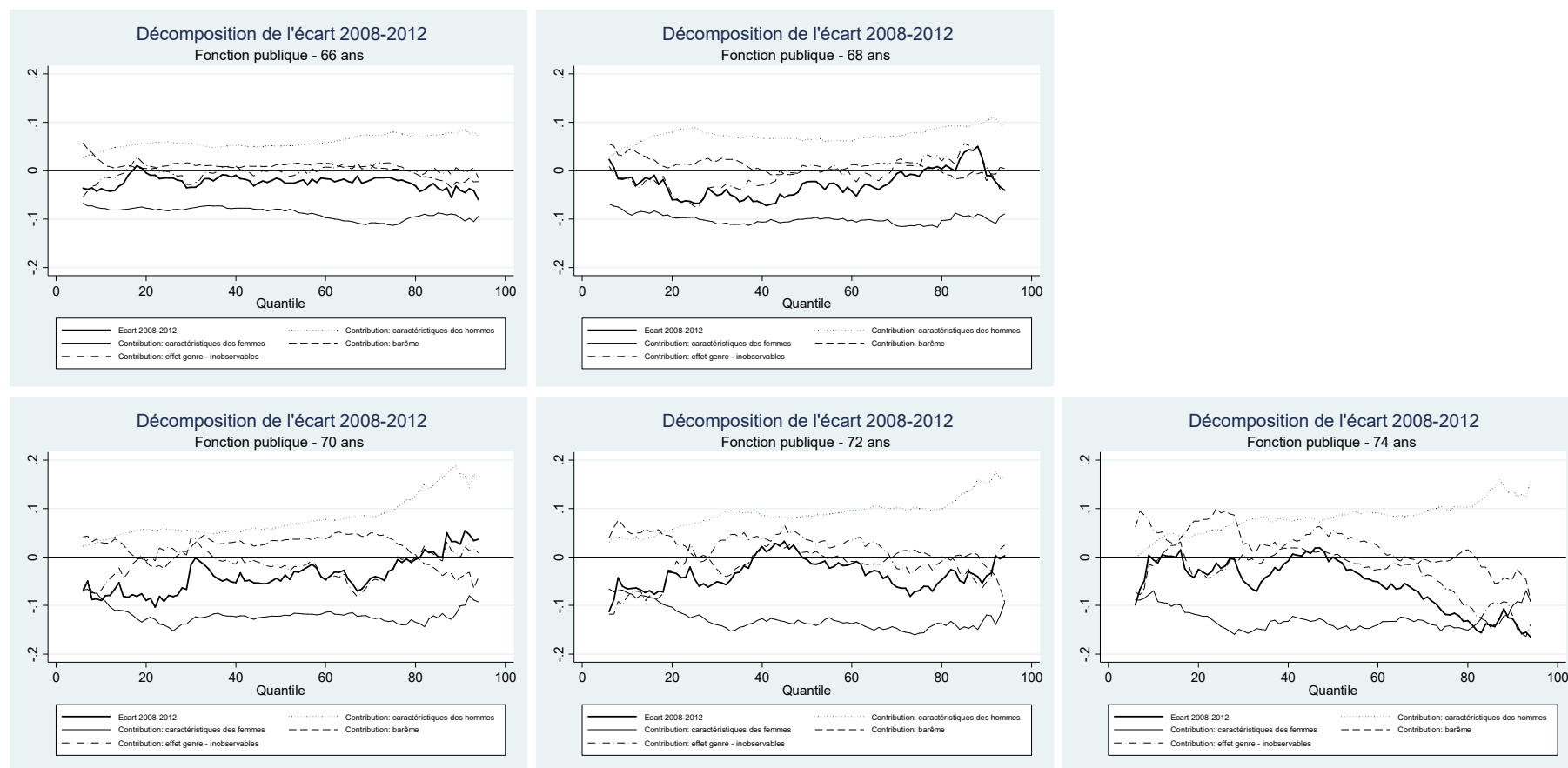
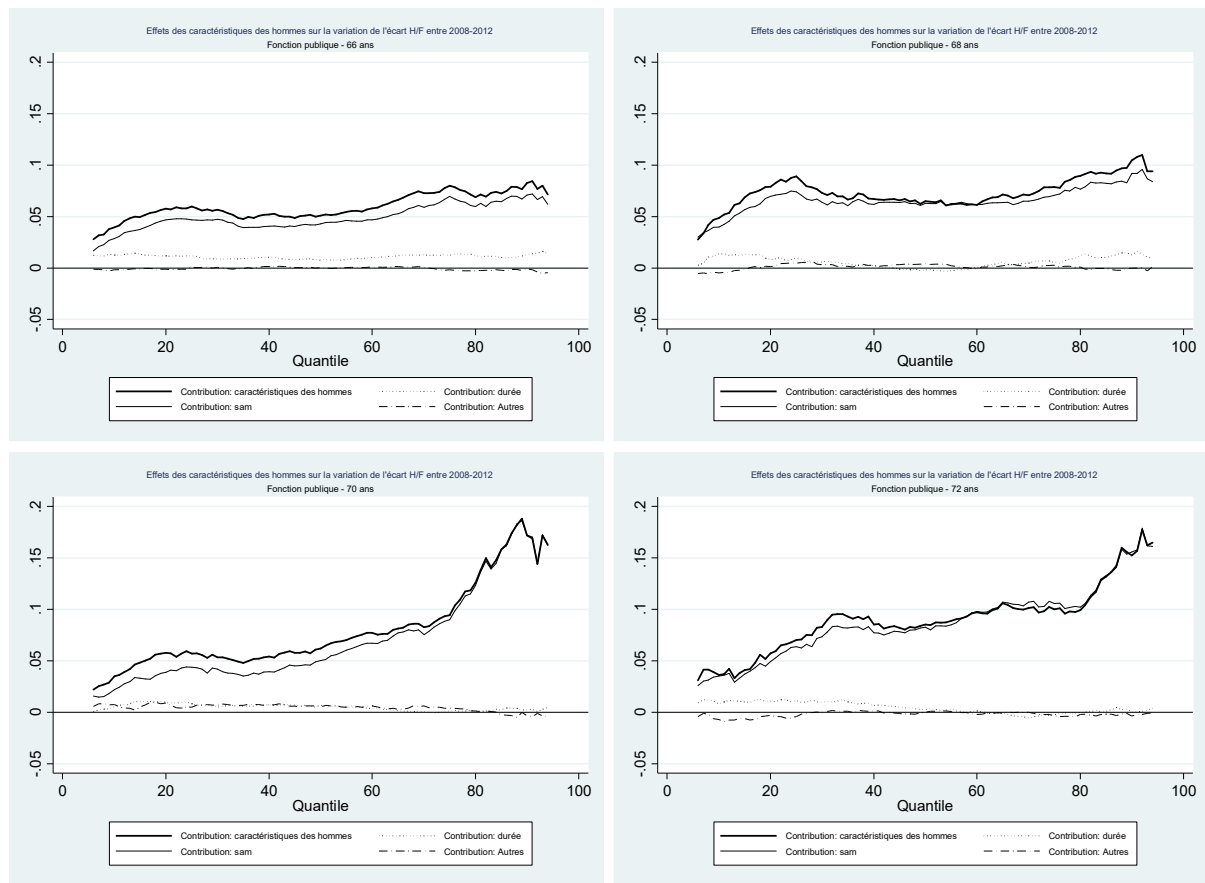


Figure 5.17 Fonction publique (SRE) : Décomposition de la contribution des hommes



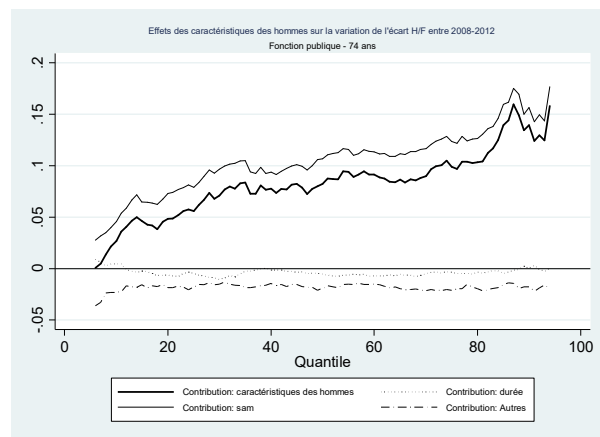
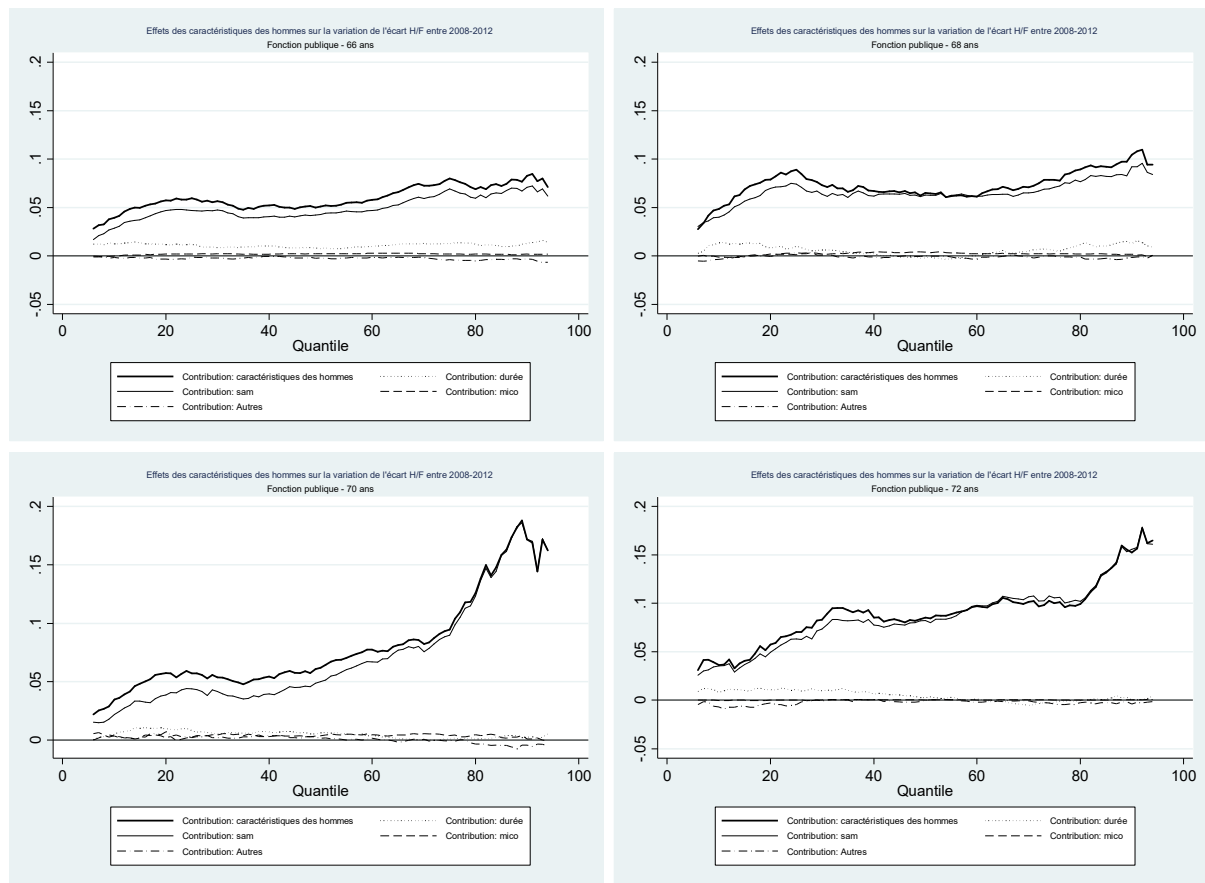


Figure 5.18 Fonction publique (SRE) : Décomposition de la contribution des caractéristiques des hommes, en séparant mico



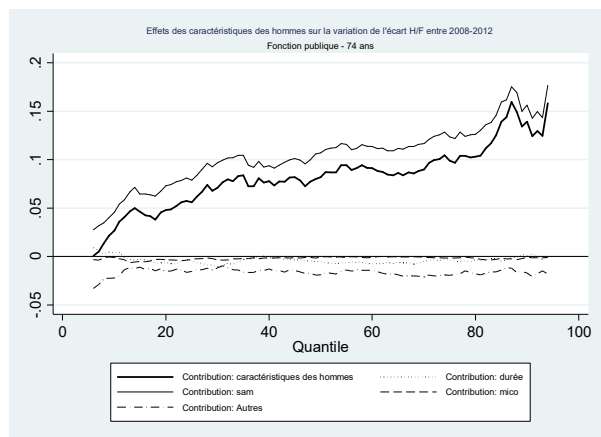
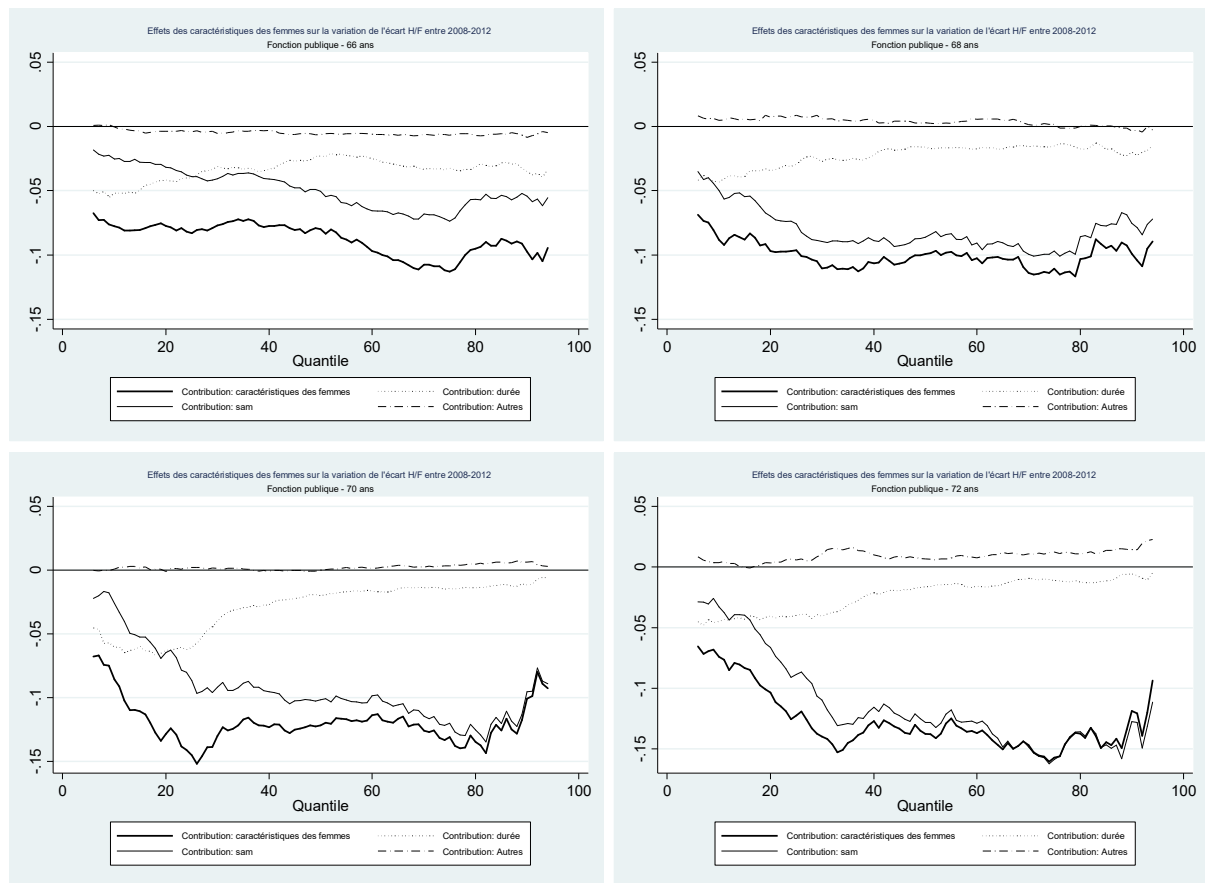


Figure 5.19 Fonction publique (SRE) Décomposition de la contribution des caractéristiques des femmes



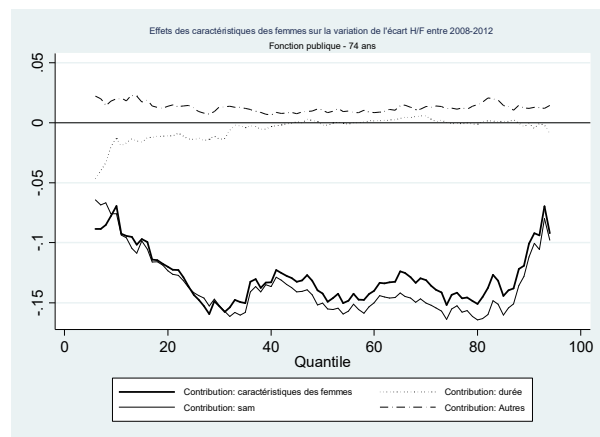
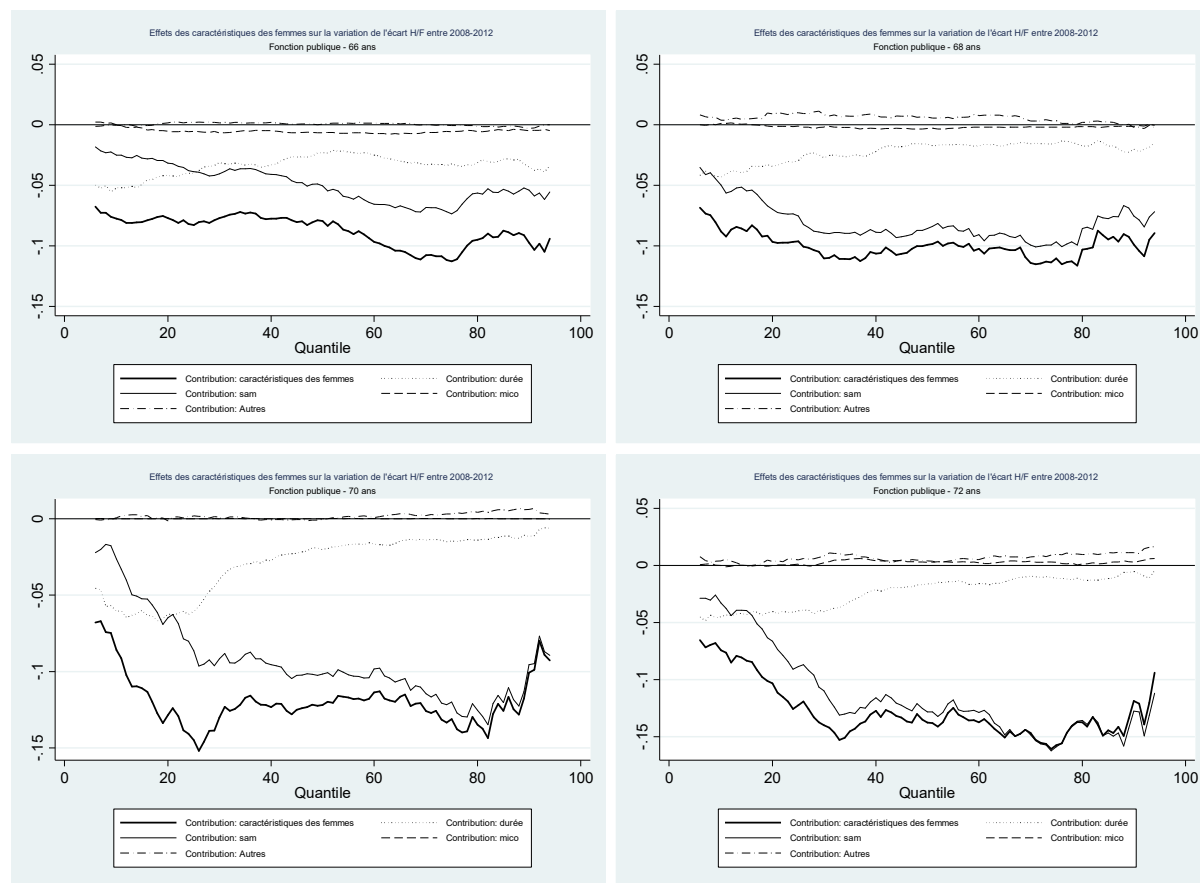


Figure 5.20 Fonction publique (SRE) Décomposition de la contribution des caractéristiques des femmes (en séparant mico)





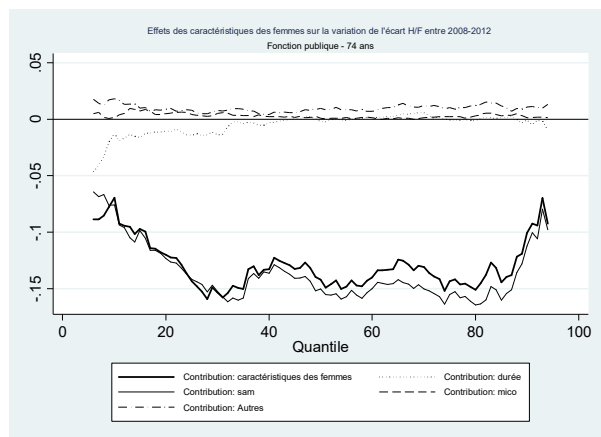
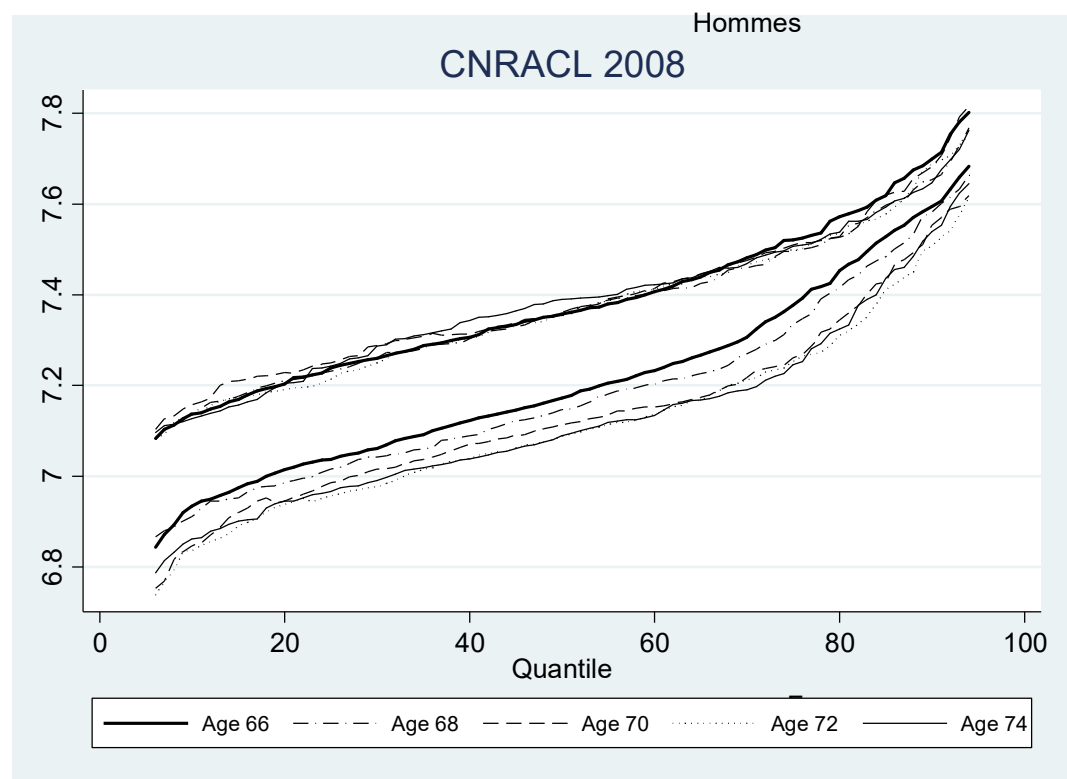
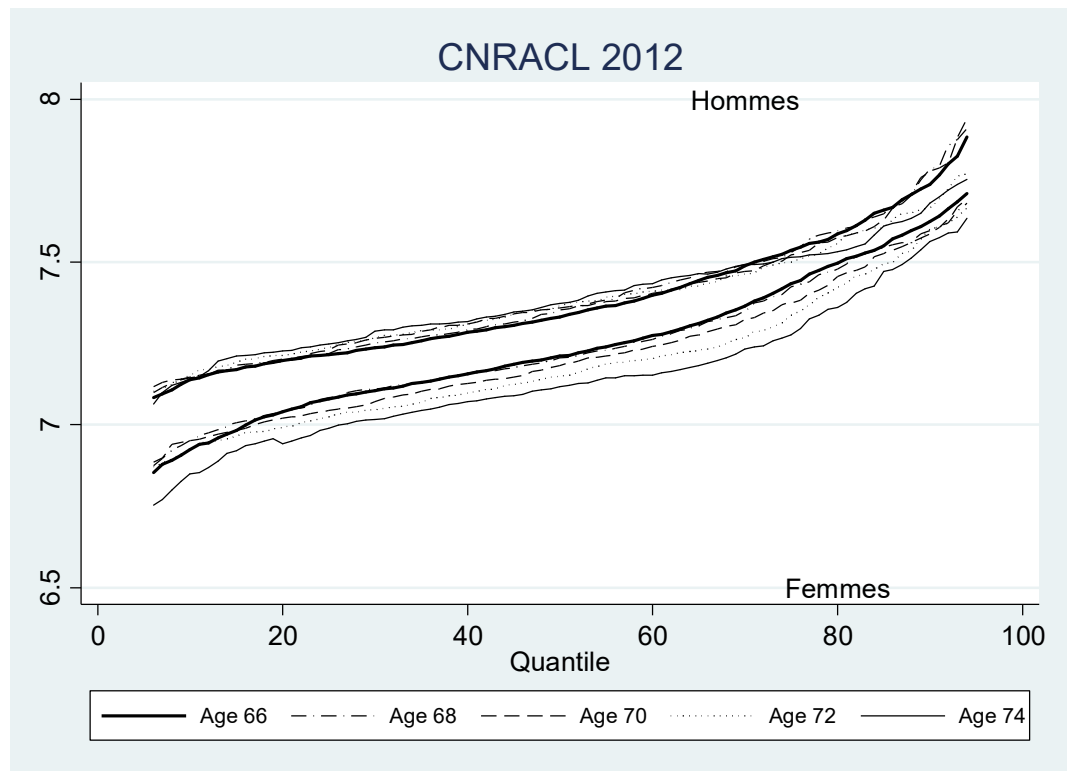


Figure 5.21 Fonction publique (CNRACL) : Quantiles de retraite par cohorte, EIR et sexe





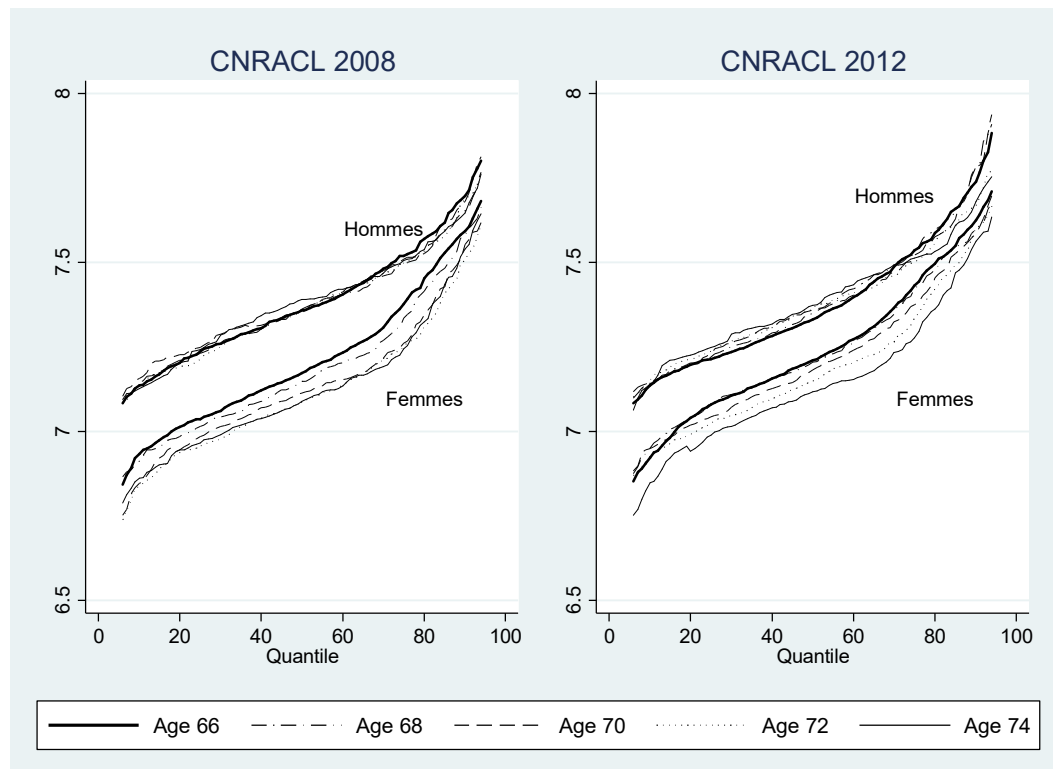


Figure 5.22 Fonction publique (CNRACL) : Ecart H/F de quantile par cohorte et EIR

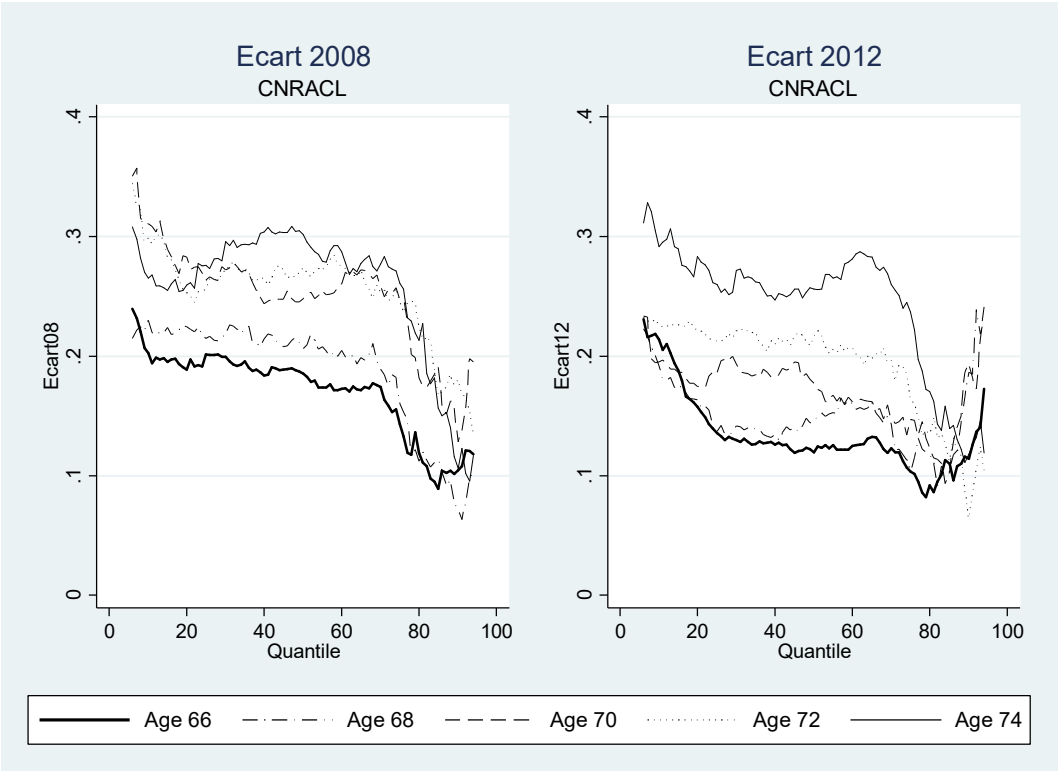


Figure 5.23 Fonction publique (CNRACL) : Variation des écarts de quantile H/F entre les deux EIR par cohorte

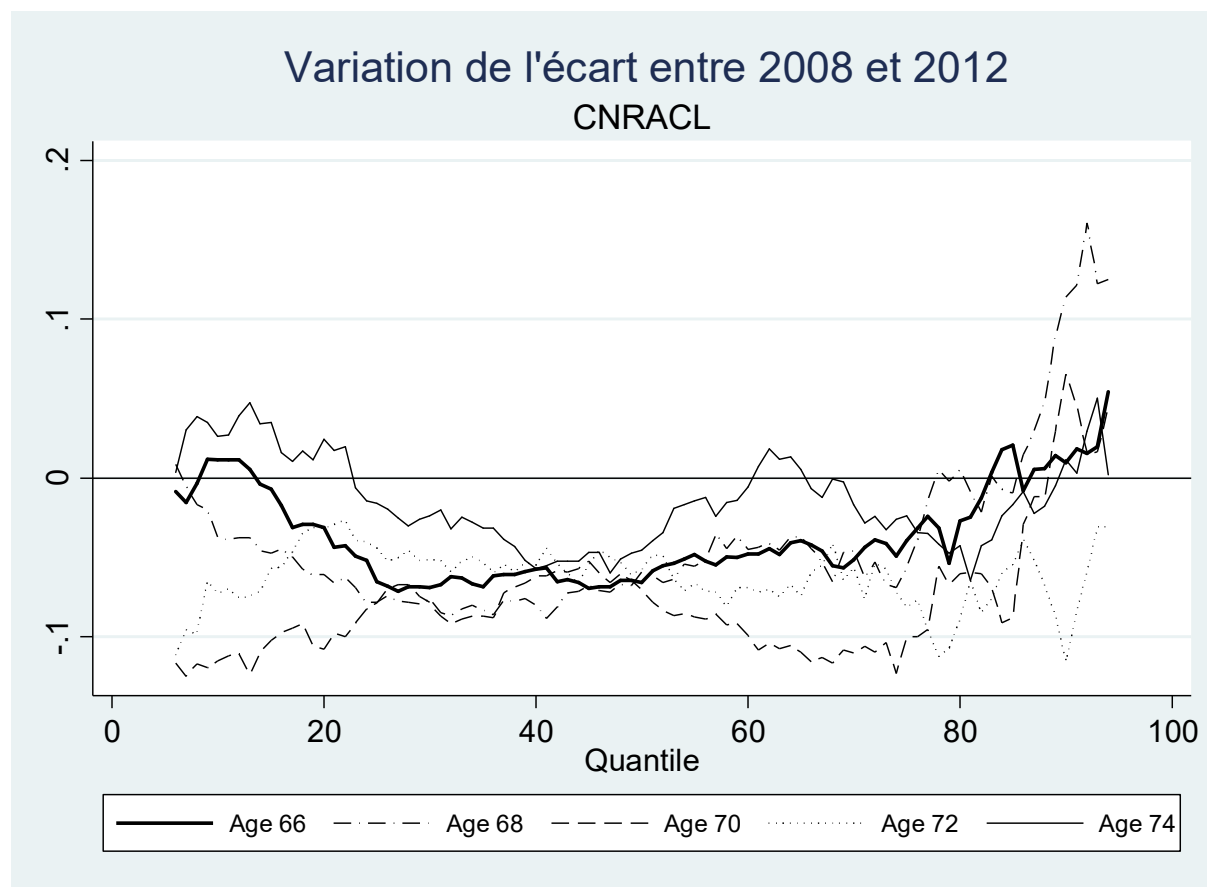


Figure 5.24 Fonction publique (CNRACL) : durée moyenne par centile de pension et par cohorte d'âge

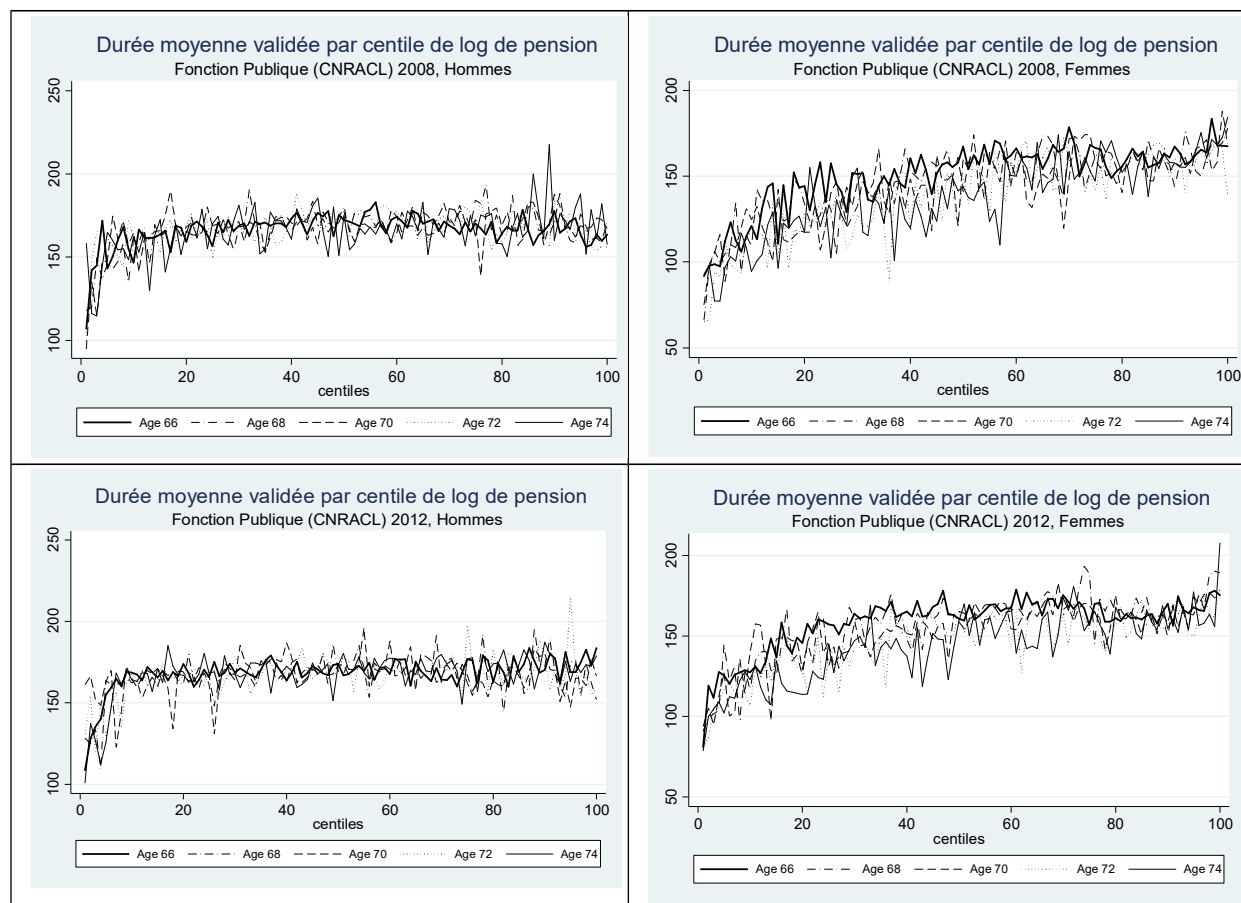


Figure 5.25. Fonction publique (CNRACL) : salaire de référence par centile et par cohorte d'âge

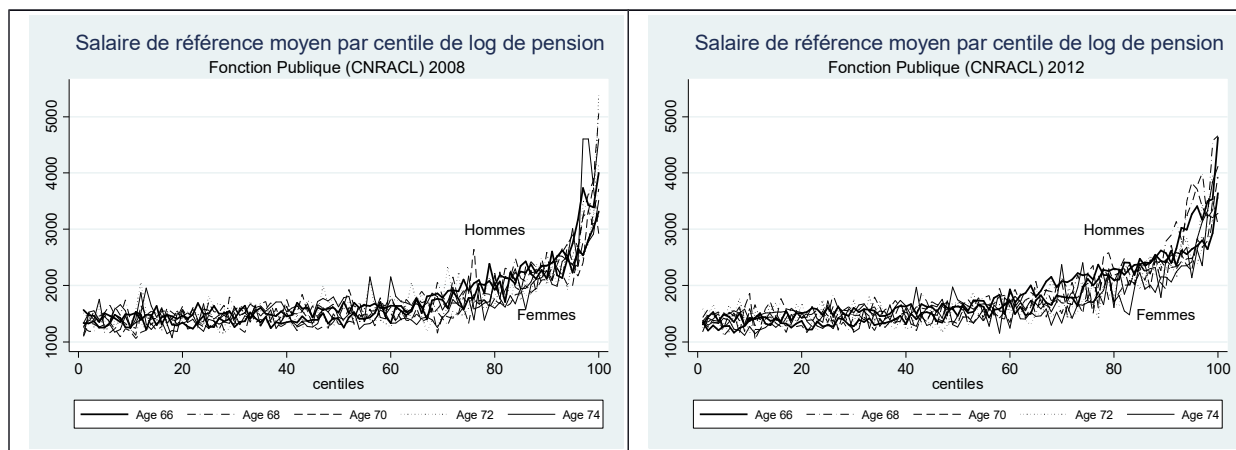
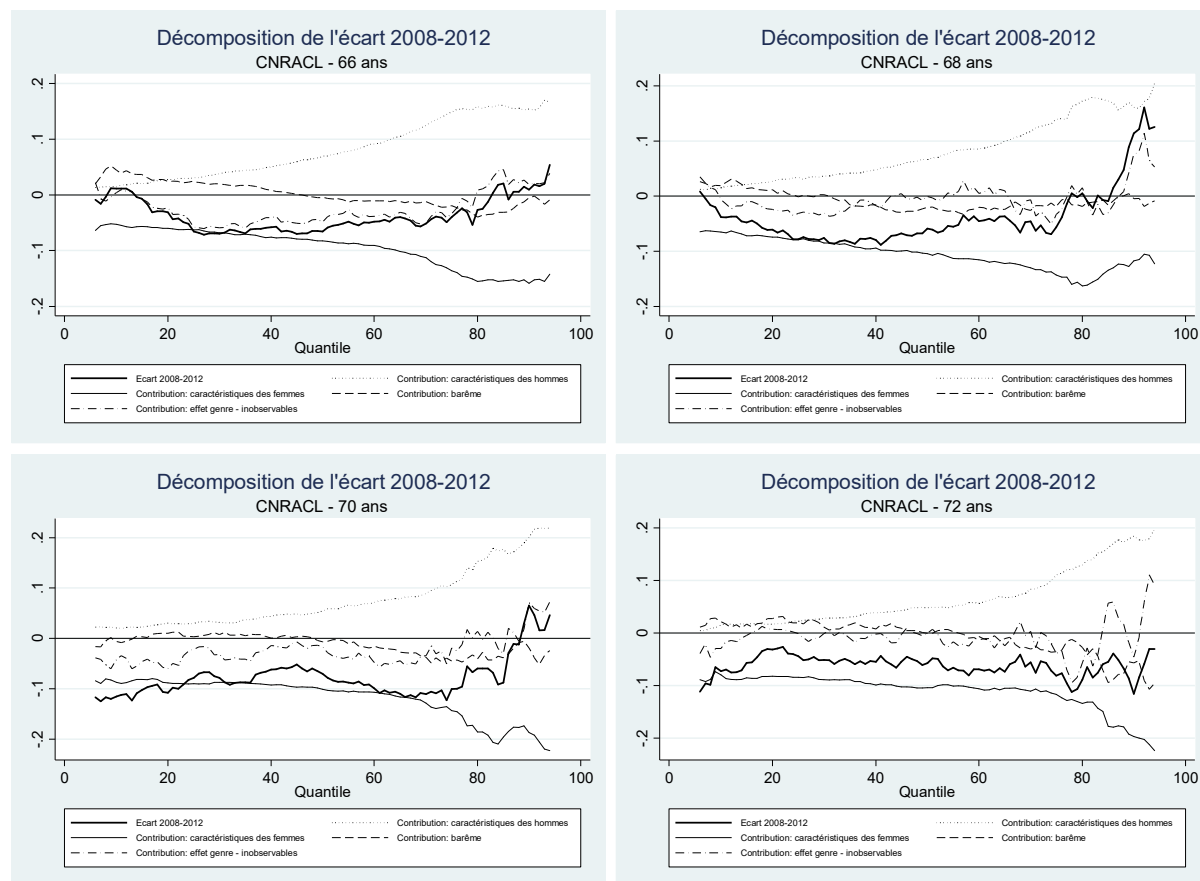




Figure 5.26 Fonction publique (CNRACL) : Décomposition de la variation des écarts de quantile H/F entre les deux EIR par cohorte



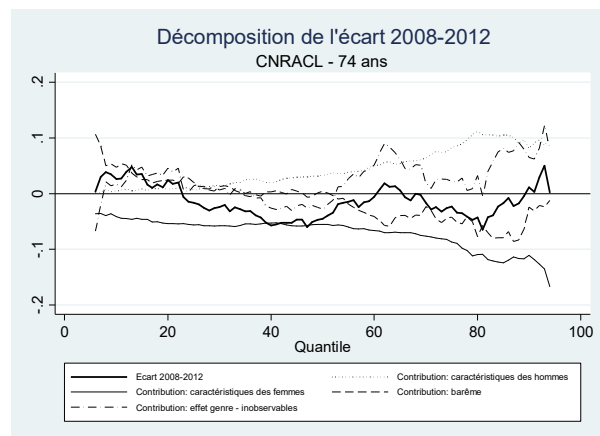
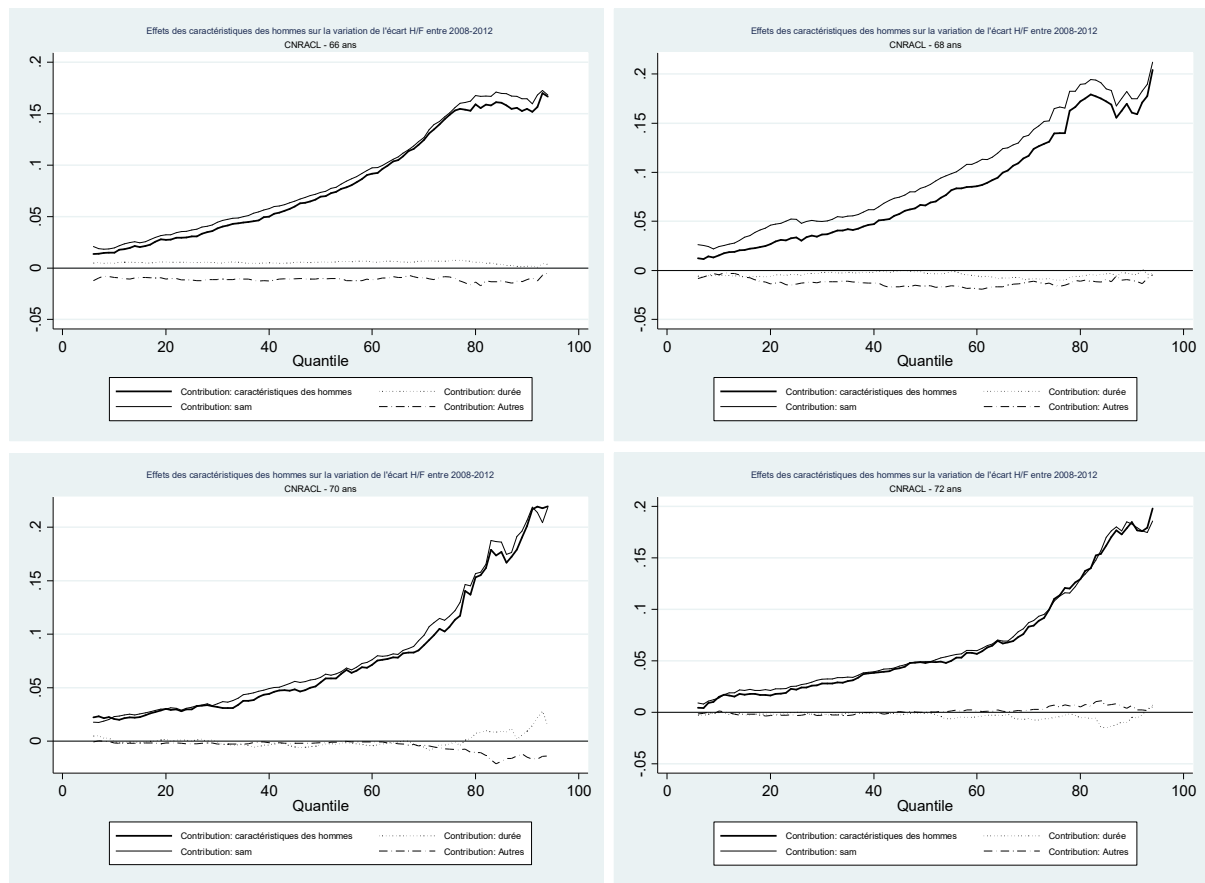


Figure 5.27 Fonction publique (CNRACL) : Décomposition de la contribution des caractéristiques des hommes



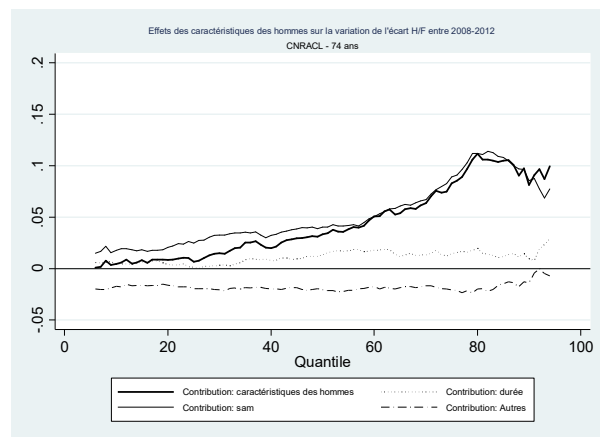
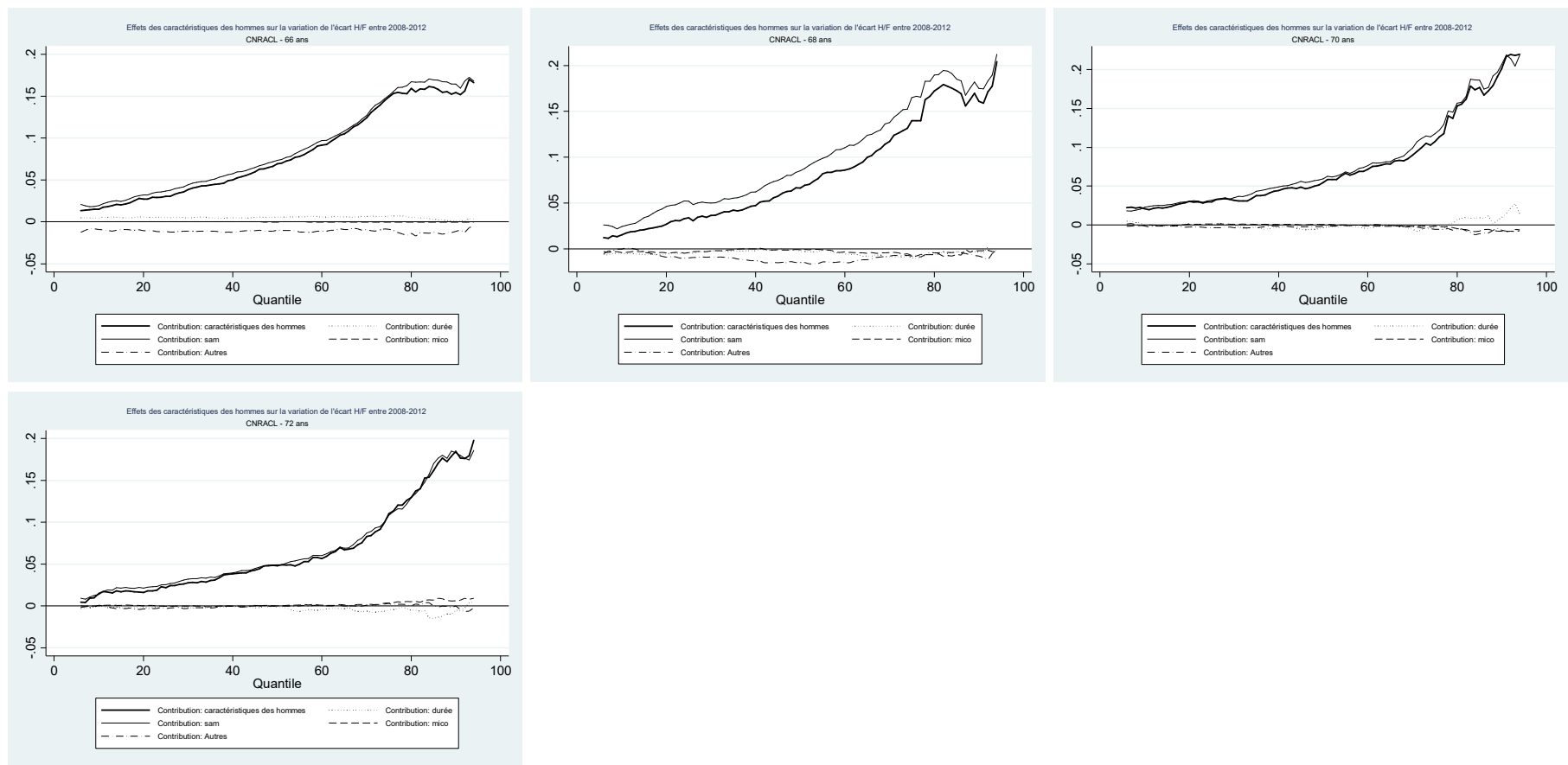


Figure 5.28 Fonction publique (CNRACL) : Décomposition de la contribution des caractéristiques des hommes, en séparant mico



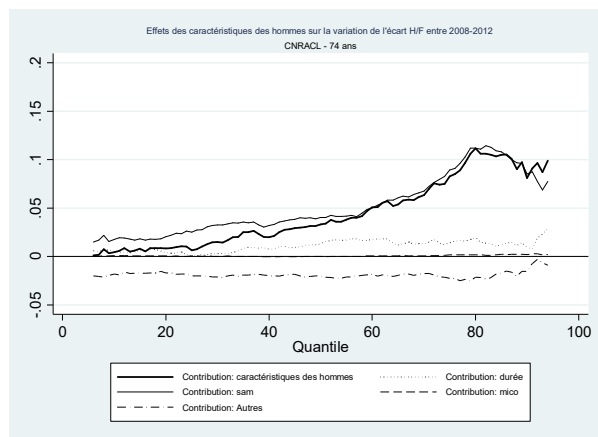
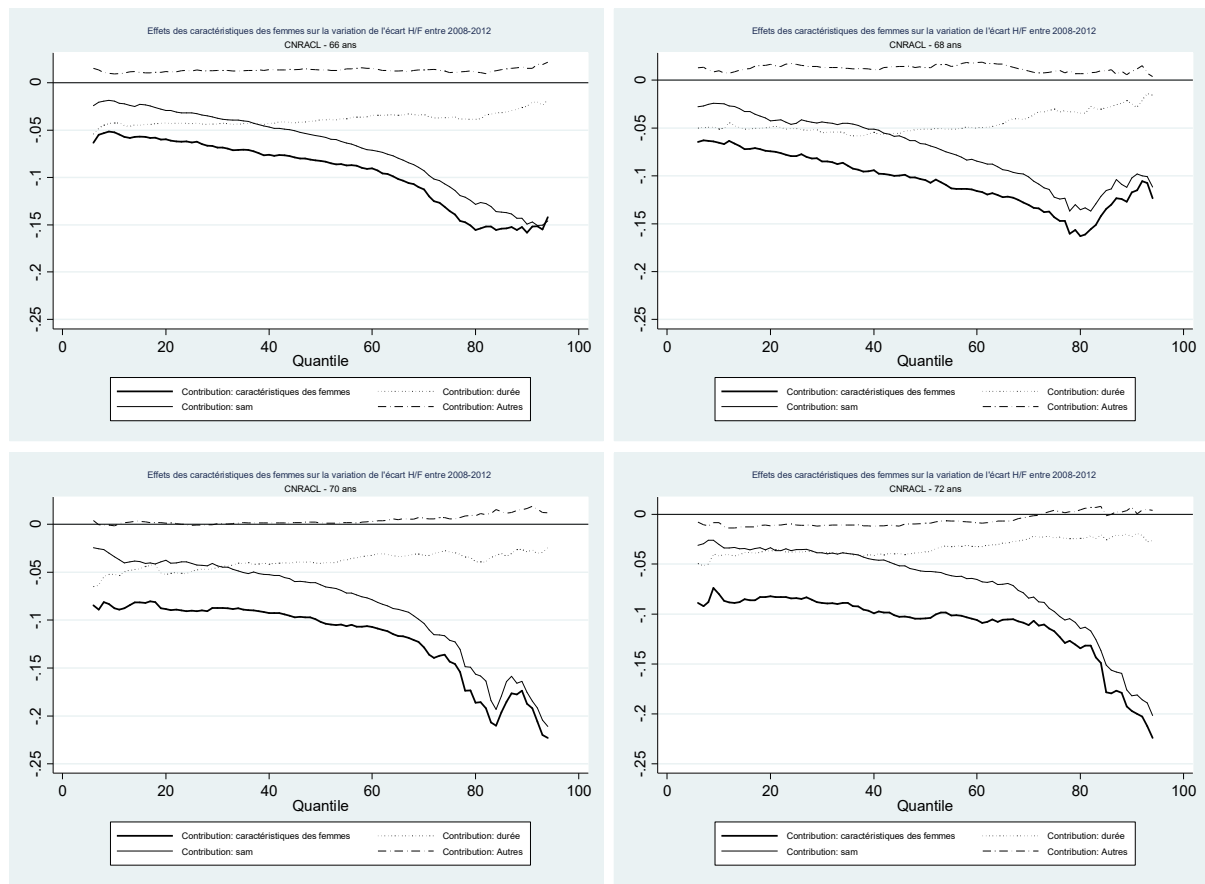


Figure 5.29 Fonction publique (CNRACL) Décomposition de la contribution des caractéristiques des femmes



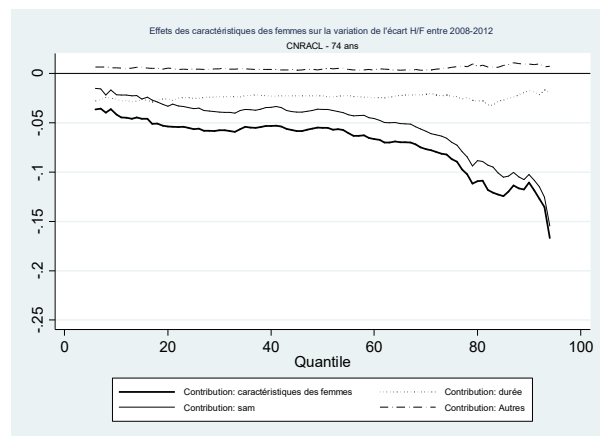
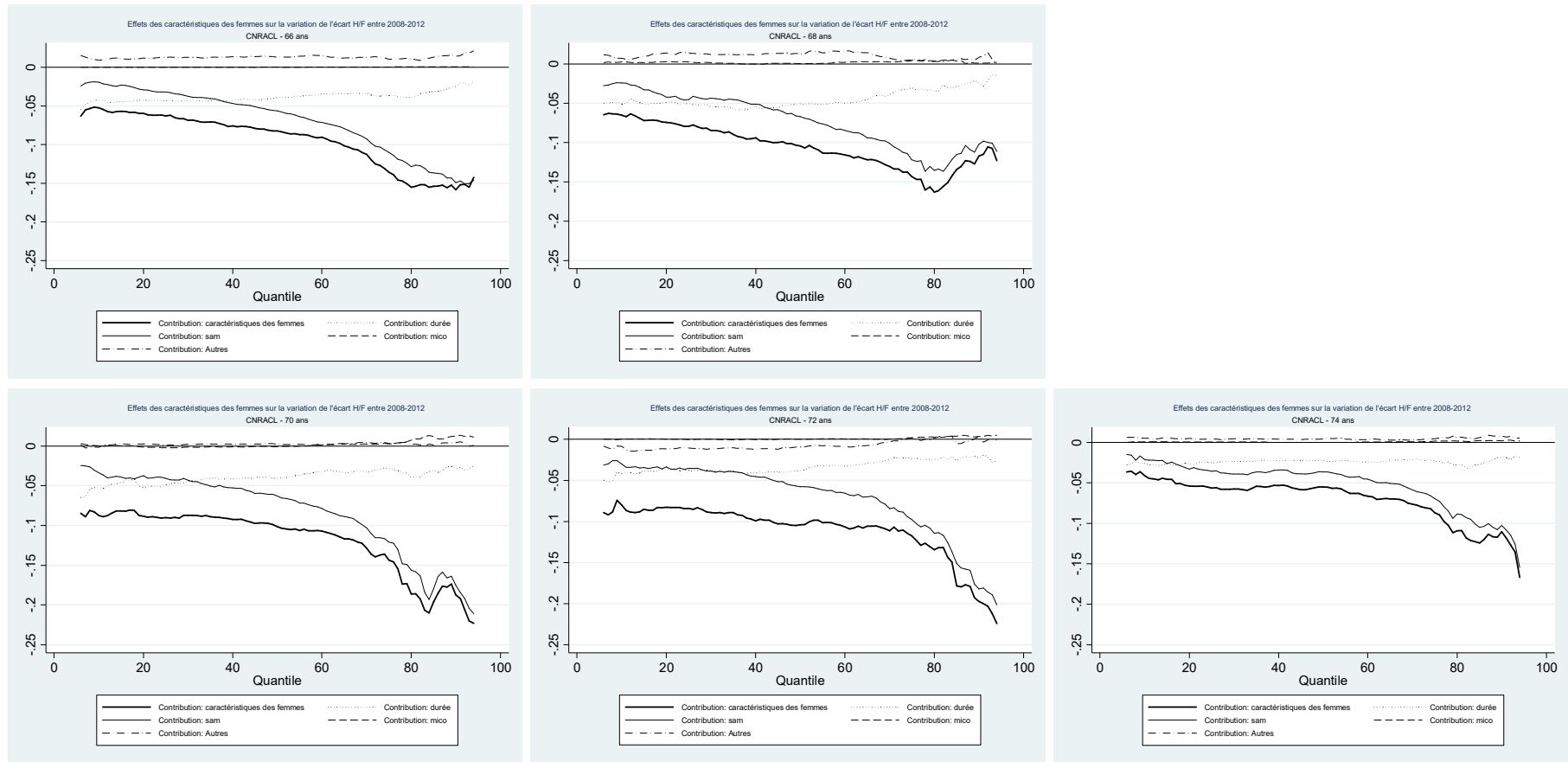




Figure 5.30 Fonction publique (CNRACL) Décomposition de la contribution des caractéristiques des femmes (en séparant mico)



## CONCLUSION

Cette recherche avait deux objectifs : présenter les deux bases de données EIR 2008 et 2012 harmonisées et vérifier que les résultats obtenus en 2015 sur les écarts moyens de retraite entre les hommes et les femmes par type de régime étaient robustes (chapitres 1 et 2), puis analyser les évolutions des écarts de retraite pour des cohortes de même âge et nées à 4 ans d'intervalle.

Disposer de 2012 a permis de mieux saisir les variables individuelles dans la base 2008 et corriger certaines erreurs de mesure. Cela ne change pas fondamentalement les résultats présentés dans le rapport 2015, mais permet de réduire la part non expliquée lorsqu'on recalcule les pensions en fonction des éléments disponibles (durée validée des contributions, salaire de référence, nationalité, situation familiale, perception des minima ou non). On constate aussi, sans surprise, une certaine inertie des résultats sur l'ensemble des retraités, les individus observés en 2012 étant pour la plupart déjà présents en 2008.

Le troisième chapitre passe à l'étude des inégalités par genre. Les indicateurs des inégalités (coefficients de Gini) des hommes et des femmes sont voisins par régime et deux fois plus élevés dans le régime général par rapport au public. On note aussi qu'outre les durées validées et les salaires de référence, les pensions de réversion accroissent les inégalités entre les femmes retraitées, et ce dans tous les régimes. Ceci tient à la force de l'homogamie : les retraitées les mieux dotées ont aussi été souvent en couple avec des hommes à haut revenu.

Le quatrième chapitre propose une méthode permettant de décomposer les variations des écarts moyens de pension entre les hommes et les femmes selon les éléments constitutifs des retraites, pour un âge donné. Le nombre d'individus apparaît suffisant pour mener une analyse statistique robuste. L'intérêt de cette approche est de considérer non seulement les changements intervenus pour les femmes, mais aussi pour les hommes : les progrès en termes de durée et de salaire de référence des femmes élèvent leur retraite moyenne mais ne corrigent pas forcément les écarts si des changements similaires sont observés pour les hommes.

Les analyses indiquent effectivement une érosion de l'écart moyen des retraites entre les femmes et les hommes, à âge comparable, essentiellement lié à des carrières plus longues pour le régime général. Le resserrement des écarts est d'amplitude limitée dans la fonction publique d'Etat : les progrès en termes de durée des carrières sont faibles, car les femmes avaient déjà pour beaucoup des carrières complètes ; ceux en termes de salaire de référence sont importants pour les femmes, mais les hommes ont également connu une augmentation de leur salaire de référence, qui vient donc contrebalancer celle des femmes.

Le chapitre 5 enfin présente les décompositions le long de la distribution pour chaque régime et par génération. Ce qui frappe, c'est la variété des évolutions, et rend difficile la mise en évidence de grandes caractéristiques. En règle générale, il y a eu un resserrement des écarts à tous les centiles quel que soit le régime de retraite, et cette variation est plus forte dans le privé que dans le public. Mais son ampleur à un niveau donné des centiles des distributions dépend de l'origine du rapprochement, c'est-à-dire tout simplement si cela provient d'un allongement supérieur des durées validées des femmes ou d'une progression plus forte de leur salaire de référence par rapport aux hommes. Quand la principale variation entre deux dates est due à un allongement des durées travaillées, cela réduit les inégalités entre les hommes et les femmes du bas de la distribution, alors que lorsque le gain d'une période à l'autre est lié à un accroissement supérieur du salaire de référence pour les femmes par rapport aux hommes, cela se traduit plutôt par un moindre écart en haut de la distribution.

## REFERENCES

- Bonnet C., Meurs D., Rapoport B., 2015, Synthèse de la littérature, recension des travaux existant et analyse des écarts de pension entre hommes et femmes, rapport final, recherche IRES et Unsa Éducation.
- Bonnet C., Meurs D., Rapoport B., 2016a, « Inégalités de retraite entre les hommes et les femmes dans le privé et le public : une analyse des distributions », Revue de l'IRES, p. 35-61
- Bonnet C., Meurs D., Rapoport B., 2016b, « Gender inequalities in pensions: Are determinants the same in the private and public sectors? », Document de travail Economix, 2016-08
- Bouchet-Valat M., 2014a, « Les évolutions de l'homogamie de diplôme, de classe et d'origine sociales en France (1969-2011) : ouverture d'ensemble, repli des élites », Revue française de sociologie, 55(3), p. 459-505.
- Conseil d'orientation des retraites, 2015, Les revalorisations appliquées depuis les années 1980 dans les principaux régimes de retraite français, document pour la Séance plénière du 11 février.
- Conseil d'orientation des retraites, 2016, « Rétrospective des réformes de retraites depuis 1993 », document pour la séance plénière du 14 décembre.
- Prost A, 1999, Evolution de la formation des enseignants de 1960 à 1990, Recherche et Formation, n°32, pp 9-24
- Vanderschelden M., 2006, « L'écart d'âge entre conjoints s'est réduit », Insee Première n° 1073, avril.
- Vanderschelden M., 2006, « Homogamie socioprofessionnelle et ressemblance en termes de niveau d'études : constat et évolution au fil des cohortes d'unions », Économie et statistique, n° 398-399, p. 33-58.

## ANNEXE 1 - Décomposition de la différence des moyennes

### Reprise de Bonnet et al., 2015, rapport UNSA, p 64

Nous utilisons la méthode classique d'Oaxaca (1973) pour décomposer la différence des retraites moyennes. Formellement, dans le cas des différences de salaire, la décomposition standard s'écrit ainsi :

$$\hat{W}_m - \hat{W}_f = (\hat{X}'_m - \hat{X}'_f)\beta^i + \hat{X}'_m(\beta_m - \beta^i) + \hat{X}'_f(\beta^i - \beta_f)$$

où  $\hat{W}_m$  (resp.  $\hat{W}_f$ ) représente le salaire moyen estimé des hommes (resp. des femmes),  $\hat{X}$  les caractéristiques individuelles observées et  $\beta^i$  la norme utilisée pour valoriser ces caractéristiques. Dans l'idéal,  $\beta^i$  représenterait le rendement des caractéristiques dans un marché du travail sans aucune discrimination (Oaxaca et Ransom, 1994). L'interprétation usuelle de cette décomposition est que le premier terme  $((\hat{X}'_m - \hat{X}'_f)\beta^i)$  représente la partie expliquée de l'écart par des différences dans la composition de la main d'œuvre. Par exemple, si les femmes ont moins de diplôme, moins d'expérience,... cela entraîne mécaniquement des salaires moindres. Plus la part expliquée est importante dans le total de l'écart, plus les différences de salaire entre les hommes et les femmes proviennent d'effets de structure. Les deux autres composantes capturent des écarts entre les hommes et les femmes de rendements de ces caractéristiques, c'est-à-dire le fait que les hommes peuvent mieux valoriser leurs diplômes, expérience... que leurs homologues féminins. Cette composante, souvent très importante dans le total de l'écart des rémunérations, peut provenir de discrimination salariale à l'encontre des femmes, c'est-à-dire d'un traitement différent de la part des employeurs de la main d'œuvre masculine et féminine.

On peut statistiquement répliquer ce calcul pour les écarts de retraite entre les hommes et les femmes (Bardasi et Jenkins, 2010, l'ont fait pour la Grande-Bretagne)<sup>22</sup> mais l'interprétation va en être différente. En effet, les retraites sont calculées à partir de formules neutres au genre et sans aucune influence des préférences actuelles des individus et ce sens que si certaines des grandeurs servant au calcul de la pension d'une personne peuvent résulter d'un choix (l'âge de départ par exemple), le calcul de la pension, une fois connues ces grandeurs, est totalement déterministe. Ainsi, alors qu'un employeur peut chercher à promouvoir systématiquement les hommes plutôt que les femmes, une caisse de retraite ne peut pas dénier un avantage monétaire à une femme si elle y a droit. De même, les comportements individuels des retraités ne peuvent pas jouer sur les niveaux perçus. Par conséquent, la partie expliquée de l'écart de retraite par les effets de composition devrait en théorie atteindre 100% si l'on prend en compte tous les éléments constitutifs des retraites. Les enseignements que l'on tire de la décomposition ne sont pas la proportion expliquée, mais sa composition ; cette méthode permet d'indiquer quels éléments – liés aux caractéristiques de la carrière passée qui peuvent inclure des discriminations passées à l'encontre des femmes – sont les plus

---

<sup>22</sup> Notons qu'on décompose le logarithme de l'écart de pension, comme on le fait généralement pour les salaires, dans la mesure où la pension est une fonction multiplicative des grandeurs considérées (durées, salaires) et que la méthode de décomposition employée est plutôt une méthode additive.

importants dans les écarts de retraite entre les hommes et les femmes. Ainsi, on s'attend à ce que les écarts de pension entre hommes et femmes soient en grande partie expliqués par les écarts de durée d'assurance et de salaire de référence.

En pratique il reste toutefois une partie « non expliquée » dans la décomposition de l'écart moyen des retraites. Il serait absurde de l'interpréter comme un indicateur de discrimination : un homme et une femme ayant exactement les mêmes caractéristiques auront la même pension, les rendements des caractéristiques étant par nature identiques. Que recouvre alors exactement ce résidu ? Il peut provenir d'une part d'erreurs de mesure, d'autre part de la manière dont on procède à la décomposition. En effet, les formules de calcul des pensions sont fortement non-linéaires, en particulier en raison du minimum contributif/minimum garanti, de la façon dont le taux de liquidation est calculé au régime général, des divers plafonnements. Par conséquent, les rendements moyens des caractéristiques diffèrent potentiellement si leurs distributions entre deux groupes diffèrent, dès lors que les non-linéarités s'exercent différemment sur les deux groupes. Même si nous prenons en compte au mieux ces non-linéarités, en particulier en utilisant des tranches de salaire ou de durée très fines pour expliquer la pension (voir plus bas), il n'est pas possible de les prendre en compte dans leur intégralité.

Par ailleurs, si les variables que nous utilisons pour expliquer le niveau de la pension sont bien les variables déterminant la pension, et si, généralement, le lien est immédiat, cela n'est pas toujours le cas. Par exemple, nous déterminons un salaire de référence unique pour le calcul de la pension de la personne, en particulier en utilisant les points acquis dans les régimes complémentaires pour déplafonner le salaire dans le secteur privé (régime général). Cette mesure n'est qu'une approximation du salaire de cycle de vie. Elle est d'autant plus proche de la réalité que la carrière est linéaire, et d'autant moins qu'elle est heurtée, ce qui est plus souvent le cas pour les femmes. A même salaire de référence, deux personnes peuvent donc avoir des pensions différentes dans les régimes complémentaires. De plus, dans le secteur privé, nous utilisons pour mesurer la durée de l'activité la durée d'assurance tous régimes. Or, certains trimestres sont « plus utiles » que d'autres en ce sens qu'ils génèrent plus de droits. Par exemple, une partie des durées des femmes est acquise au titre de la majoration de durée d'assurance (MDA). Ces durées, si elles améliorent le taux de liquidation et le coefficient de proratisation (comme toute durée) n'ont d'effet ni sur le salaire annuel moyen (SAM), ni, surtout, sur les droits dans les complémentaires. C'est aussi le cas des durées acquises au titre de l'Assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF), qui toutefois améliorent potentiellement le SAM. De ce fait un trimestre peut-être plus rémunérateur pour les hommes que pour les femmes car plus fréquemment associé à de l'activité. Enfin, le salaire de référence des polypensionnés percevant une pension hors du régime général, du Service des Retraites de l'Etat, de la CNRACL, ou de la MSA (salariés agricoles) est utilisé comme facteur explicatif de l'ensemble de la pension avec l'hypothèse que le salaire moyen résultant est une bonne mesure du salaire de cycle de vie. Si c'est certainement le cas pour

les personnes percevant une faible partie de leur pension hors de ces régimes, on peut penser que le salaire de référence calculé ainsi sous-estime le revenu générateur de pension lorsque la plus large partie de la carrière a été accomplie dans un autre régime (régime social des indépendants (RSI) par exemple). Dans ce cas, ceci peut être interprété comme une erreur de mesure sur le salaire qui touchera plus fréquemment les hommes, plus souvent polypensionnés. Ces différents facteurs affectent différemment les hommes et les femmes. Par conséquent, même si l'on explique assez précisément le niveau des pensions au moyen des variables utilisées, on s'attend à ce qu'il reste une part inexpliquée dans les écarts de pensions.

## ANNEXE 2 - Décomposition de la distribution des différences

### Reprise de Bonnet et al., 2015, rapport UNSA, p 72-73

Dans cette section nous allons donc aller plus loin que la décomposition de l'écart des moyennes et chercher à décrire les facteurs expliquant les écarts à différents points de la distribution. Nous utilisons pour cela la méthode de décomposition proposée par Firpo, Fortin et Lemieux (2007, 2009). En effet, il n'est pas possible d'appliquer directement la méthode de décomposition à la moyenne d'Oaxaca-Blinder à une autre grandeur de la distribution (comme la médiane ou les différents quantiles)<sup>23</sup>. Il est toutefois possible de transformer les différents quantiles (en calculant ce qu'on appelle la fonction d'influence recentrée) puis d'appliquer à ces grandeurs transformées la même méthode de décomposition que précédemment (Oaxaca-Blinder).

La méthode utilisée donc est la suivante

- Pour chaque grandeur caractéristique de la distribution (quartiles, déciles etc.), on détermine la fonction d'influence<sup>24</sup> recentrée de la grandeur
- Ensuite, on applique à cette grandeur la méthode d'Oaxaca-Blinder, en régressant pour les hommes et pour les femmes la fonction d'influence recentrée de la grandeur sur les différentes variables (les mêmes qu'utilisées pour la moyenne).
- On peut donc déterminer les effets de composition de chaque variable et les effets dits inobservables sur les écarts entre hommes et femmes pour d'autres caractéristiques de la distribution que la moyenne.<sup>25</sup>

En pratique, nous avons choisi de décomposer les écarts pour tous les centiles de la distribution et de présenter les résultats sous forme de graphiques.

Comme précédemment, on présentera les résultats avec et sans la variable de perception du minimum contributif/garanti, afin d'apprécier l'impact de ce dispositif sur les écarts à chaque point de la distribution.

---

23 Plus précisément : les coefficients obtenus après une régression dite quantile classique ne correspondent pas aux effets marginaux des différentes variables explicatives. Néanmoins, Firpo, Fortin et Lemieux (2007, 2009) montrent que si l'on transforme la fonctionnelle (la fonctionnelle désigne une grandeur caractéristique de la distribution, comme par exemple la médiane) à l'aide de la fonction d'influence (plus exactement la fonction d'influence recentrée), on peut appliquer la méthode de décomposition d'Oaxaca-Blinder à cette transformation. En effet les coefficients déterminés à l'aide d'une régression linéaire appliqués à cette transformation correspondent bien aux effets marginaux des variables explicatives sur la grandeur considérée (la médiane par exemple).

24 La fonction d'influence représente l'influence d'une observation individuelle sur la fonctionnelle (médiane, premier quantile, etc.). La fonction d'influence recentrée est égale à cette fonction d'influence plus l'indicateur considéré, de sorte que son espérance est égale à cette statistique.

25 On notera que la fonction d'influence recentrée de la moyenne est exactement la moyenne elle-même. Donc cette méthode conduit aux mêmes résultats que la méthode classique de décomposition d'Oaxaca-Blinder, lorsqu'on l'applique à la moyenne.



De façon encore plus importante que pour la décomposition des écarts de moyenne, la façon dont on prend en compte les variables explicatives, en particulier la durée d'assurance et le salaire de référence est importante et peut conduire à des résultats différents selon les choix faits. On s'attend en effet à ce que dans le bas de la distribution (par exemple au premier décile), ce soit plutôt les différences entre hommes et femmes de la part des carrières courtes et des faibles salaires qui jouent dans les écarts entre hommes et femmes, alors que ces groupes de pensionnés auront probablement peu d'effet sur les écarts de quantiles dans le haut de la distribution. Par conséquent nous retenons les mêmes découpages très fins en tranches de salaire et de durée que précédemment.

La contribution d'un facteur donné pour un quantile donné indique donc quelle est la part de l'écart entre ce quantile de pension pour les hommes et ce même quantile de pension pour les femmes qui est expliquée par les différences de distribution entre hommes et femmes de ce facteur. Par exemple, on peut déterminer ainsi quelle est la part de l'écart entre le 1<sup>er</sup> décile de pension pour les hommes et le 1<sup>er</sup> décile de pension les femmes qui est expliquée par les différences de salaire.

## ANNEXE 3 - Décomposition de l'indice de Gini

Reprise de Bonnet et al., 2015, rapport UNSA, p 51

### La décomposition du coefficient de Gini

Si on suppose que le montant de revenu (noté  $Y$ ) dont on souhaite étudier la dispersion est la somme de  $k$  éléments (notés  $Y^k$ ) :  $Y = \sum_{k=1}^K Y^k$ , on peut décomposer le coefficient de Gini de la variable de revenu  $Y$  de la manière suivante (Lerman et Yitzakhi, 1985) :

$$G(Y) = \sum_{k=1}^K \frac{\mu_k}{\mu} \dot{G}(Y^k) = \sum_{k=1}^K \frac{\mu_k}{\mu} R_k G(Y^k) = \sum_{k=1}^K S_k R_k G(Y^k)$$

avec  $\mu_k = \dot{Y}^k$ ,  $\mu = \dot{Y}$ , les moyennes des différentes sources et du total de revenu.

Le ratio, noté  $S_k$  représente la part du revenu  $k$  dans le total.

$\dot{G}(Y^k)$  est le pseudo-Gini de la source  $k$ , c'est en fait le Gini de la source  $k$ , mais calculé en classant les revenus selon  $Y$  et non selon  $Y^k$ . On peut montrer que  $\dot{G}(Y^k) = R_k G_k$

$G_k = G(Y^k)$  est le coefficient de Gini de la source  $k$  (c'est-à-dire calculé en classant les revenus selon  $Y^k$ )

$R_k$  est une mesure du ratio des corrélations entre  $Y^k$  et le rang dans la distribution selon que l'on classe suivant  $Y$  ou suivant  $Y^k$ .

$$R_k = \frac{\text{Cov}(Y^k, \text{rang}(Y))}{\text{Cov}(Y^k, \text{rang}(Y^k))}$$

La décomposition du coefficient de Gini permet de calculer la contribution de chacun des éléments  $Y^k$  à la dispersion globale du revenu  $Y$ . Cette contribution est égale à  $S_k R_k G(Y^k)$ .

## ANNEXE 4 - Graphiques des évolutions pour la fonction publique, tous régimes confondus

Figure 5.21 Fonction publique (SRE et CNRACL): Quantiles de retraite par cohorte, EIR et sexe

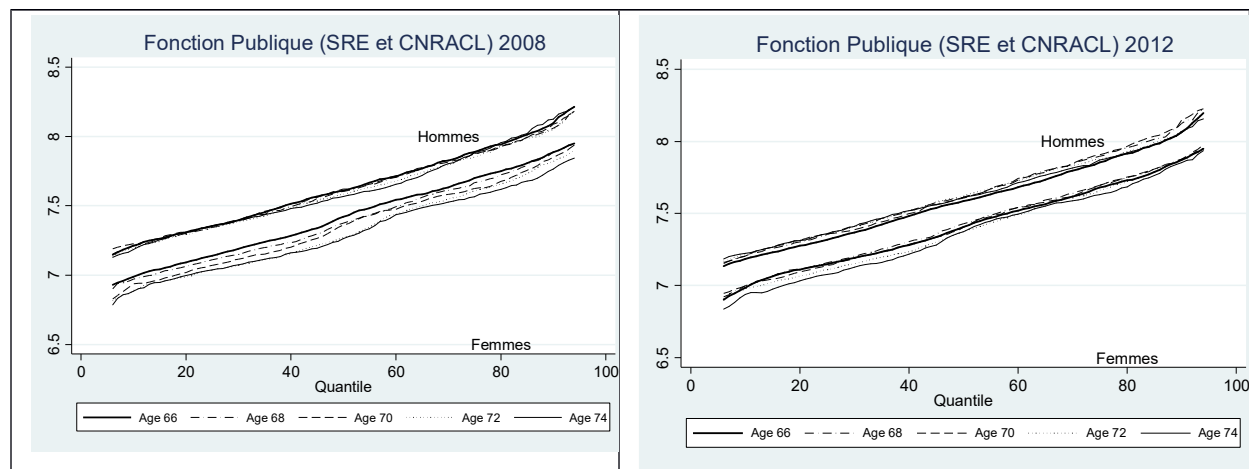


Figure 5.22 Fonction publique (SRE et CNRACL) : Ecart H/F de quantile par cohorte et EIR

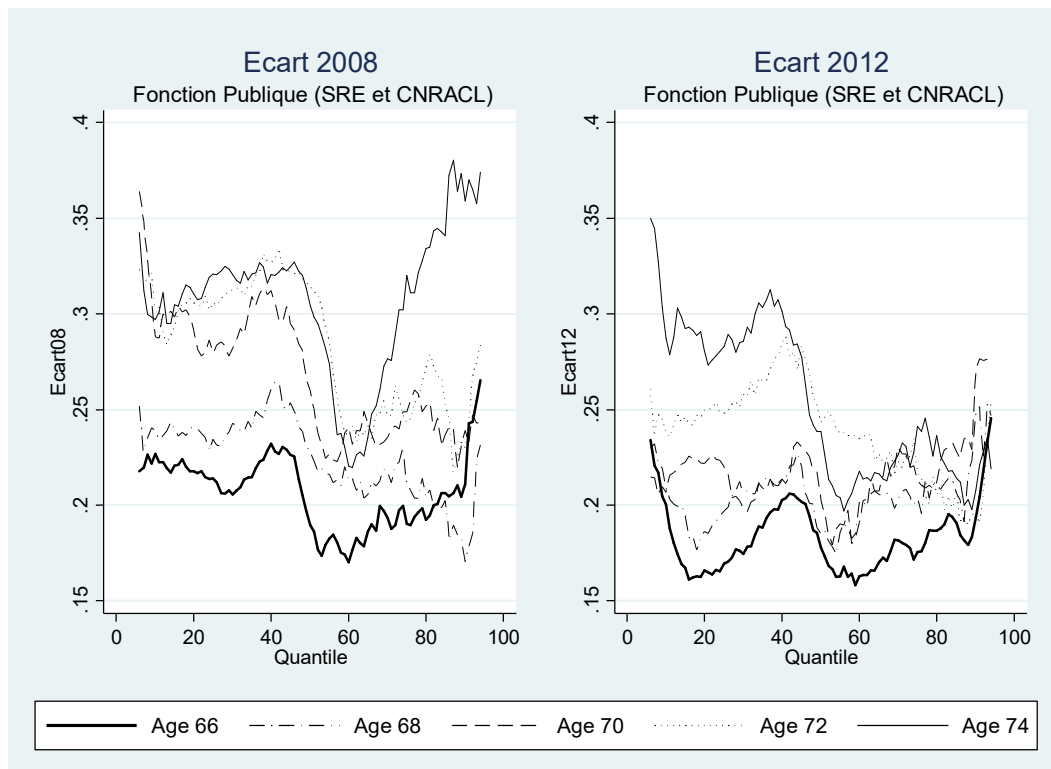


Figure 5.23 Fonction publique (SRE et CNRACL) : Variation des écarts de quantile H/F entre les deux EIR par cohorte

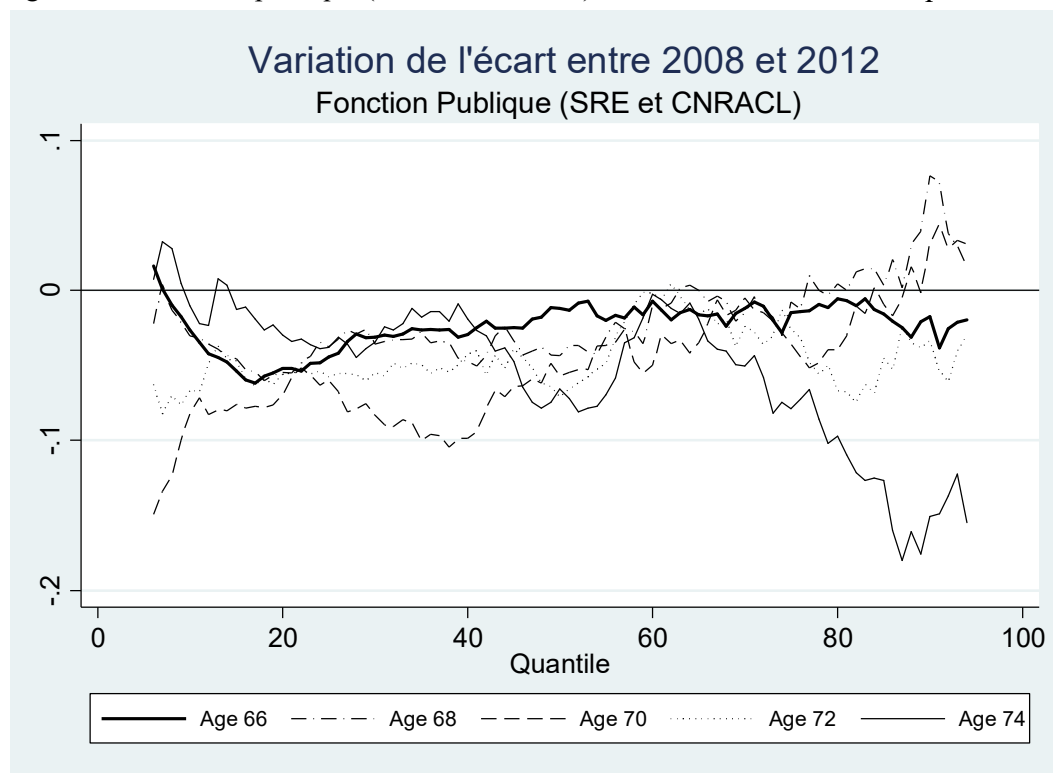


Figure 5.24 Fonction publique (SRE et CNRACL) : durée moyenne par centile de pension et par cohorte d'âge

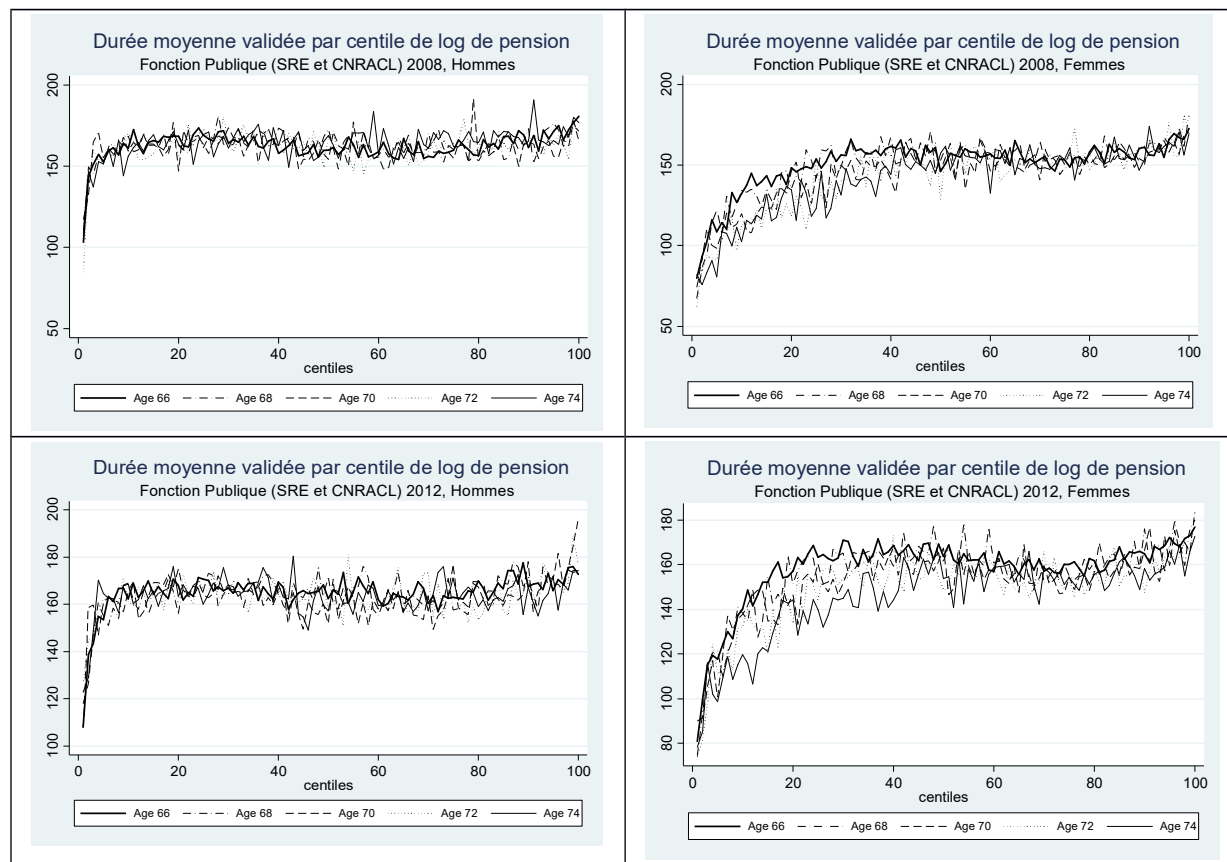


Figure 5.25. Fonction publique (SRE et CNRACL) : salaire de référence par centile et par cohorte d'âge

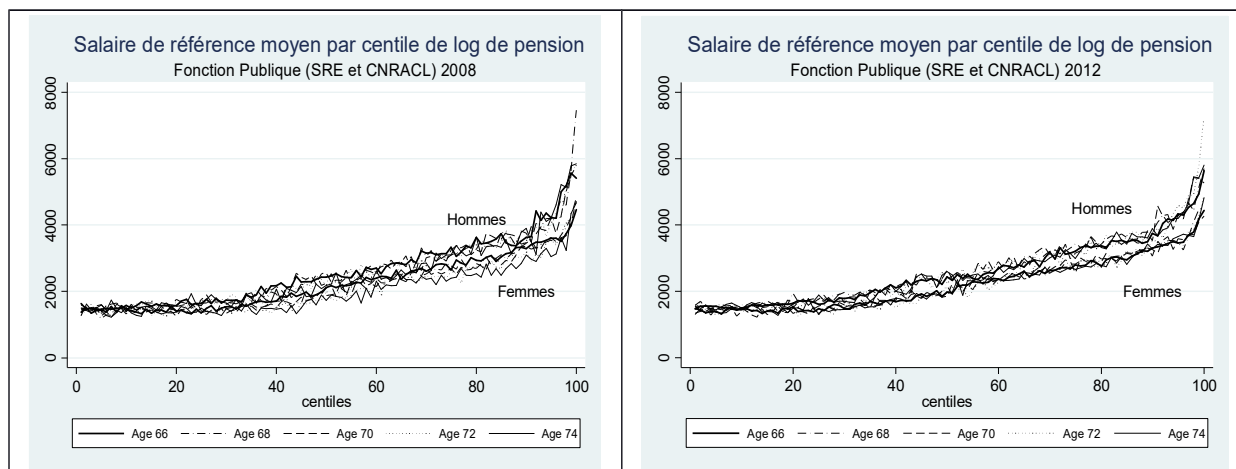


Figure 5.26 Fonction publique (SRE et CNRACL) : Décomposition de la variation des écarts de quantile H/F entre les deux EIR par cohorte

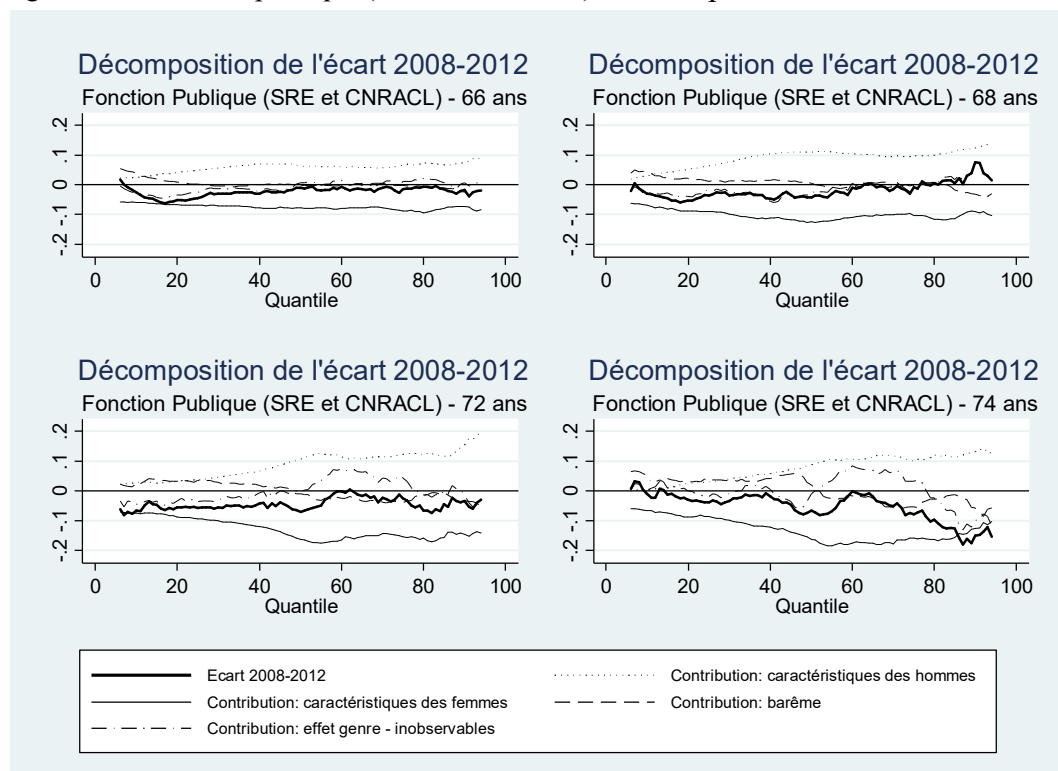
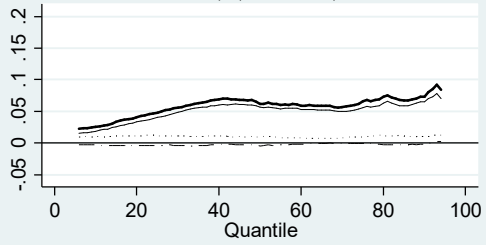


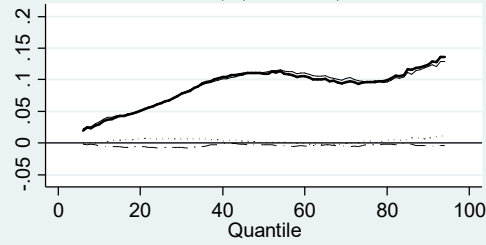
Figure 5.27 Fonction publique (SRE et CNRACL) : Décomposition de la contribution des caractéristiques des hommes



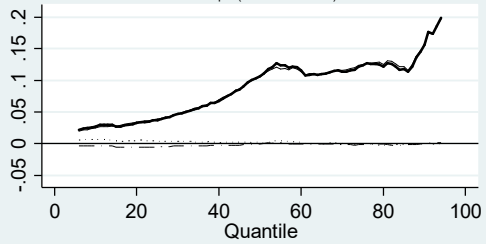
Effets des caractéristiques des hommes sur la variation de l'écart H/F entre 2008-2012  
Fonction Publique (SRE et CNRACL) - 66 ans



Effets des caractéristiques des hommes sur la variation de l'écart H/F entre 2008-2012  
Fonction Publique (SRE et CNRACL) - 68 ans



Effets des caractéristiques des hommes sur la variation de l'écart H/F entre 2008-2012  
Fonction Publique (SRE et CNRACL) - 72 ans



Effets des caractéristiques des hommes sur la variation de l'écart H/F entre 2008-2012  
Fonction Publique (SRE et CNRACL) - 74 ans

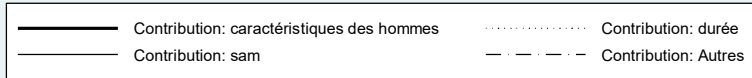
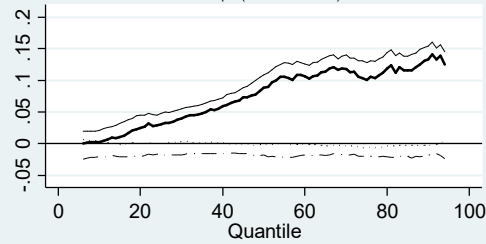


Figure 5.28 Fonction publique (SRE et CNRACL) : Décomposition de la contribution des caractéristiques des hommes, en séparant mico

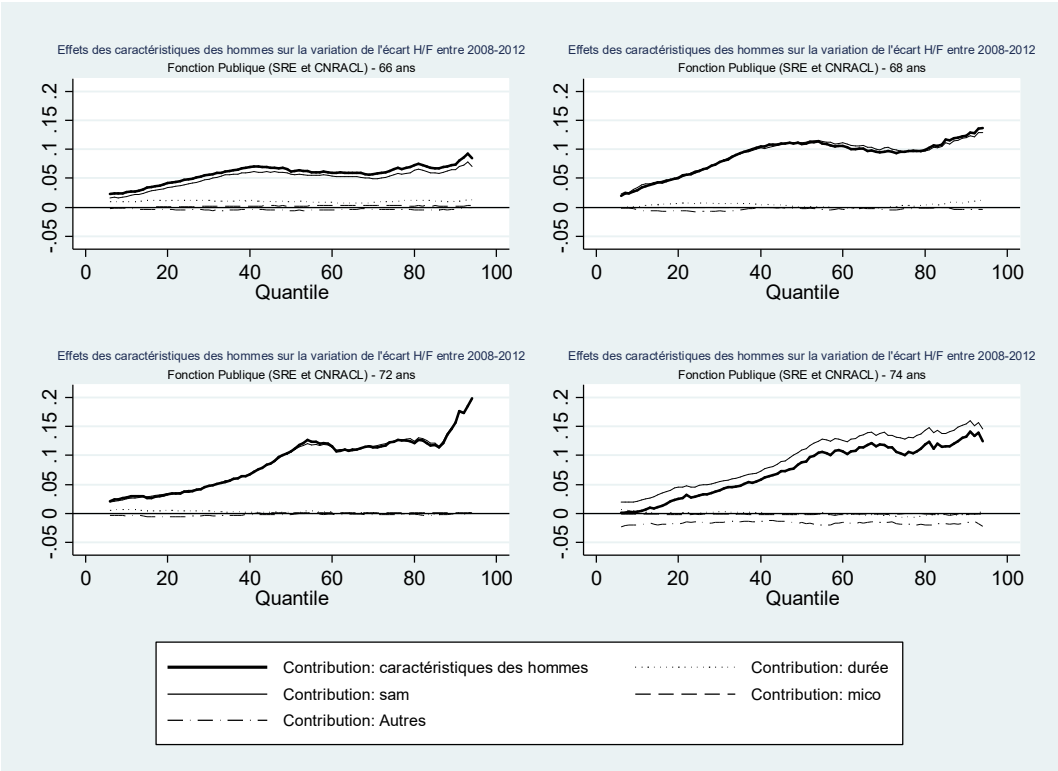


Figure 5.29 Fonction publique (SRE et CNRACL) Décomposition de la contribution des caractéristiques des femmes

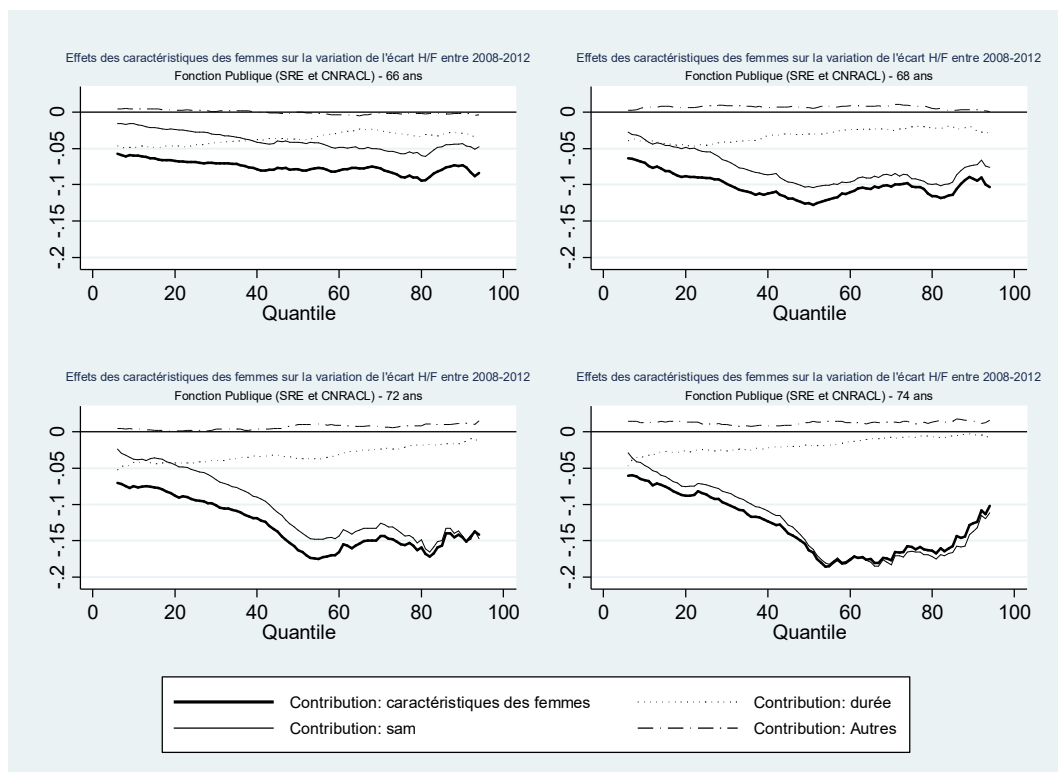
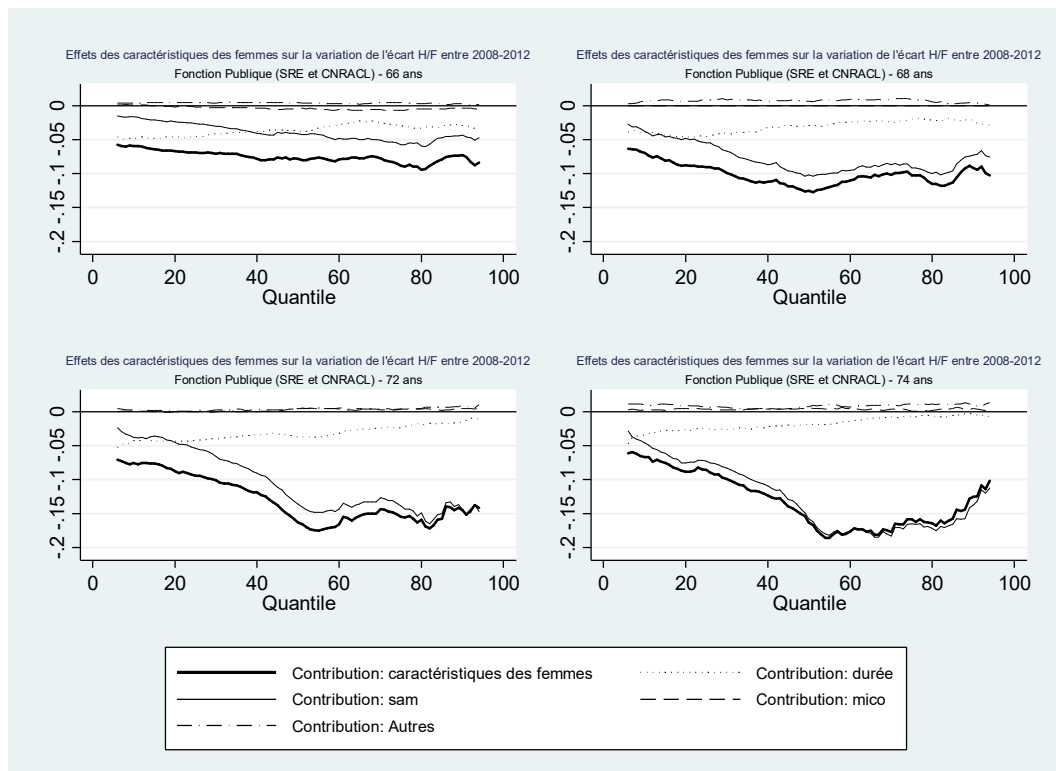


Figure 5.30 Fonction publique (SRE et CNRACL) Décomposition de la contribution des caractéristiques des femmes (en séparant mico)



## ANNEXE 5 - Projet scientifique, annexe de la convention de recherche du 1<sup>er</sup> mars 2016

### Programme de Recherche CHA/IRES

## **«D’UNE GENERATION A L’AUTRE: ECARTS DE RETRAITE ENTRE LES HOMMES ET LES FEMMES DANS LE PRIVE ET LE PUBLIC »**

### **✓ Equipe de recherche**

**Dominique Meurs**, EconomiX (UMR 7235), Université de Paris Ouest Nanterre La Défense, et chercheuse associée à l’Ined, Unité démographie économique (UR09)

**Carole Bonnet**, Ined, Unité démographie économique (UR09)

**Benoit Rapoport**, Université de Paris 1 et Ined, Unité démographie économique (UR09)

Le programme de recherche proposé est dans la continuation directe du rapport « Ecart de retraite entre les hommes et les femmes dans le privé et le public » (Programme CHA/IRES), remis le 31 janvier 2015.<sup>26</sup>

Nous proposons une poursuite de ce travail à partir d’une nouvelle base de données récemment mise à notre disposition. La recherche comprend deux volets complémentaires. Le premier consiste en une réplique des analyses faites précédemment avec l’échantillon Interrégimes des retraités (EIR) 2008 sur la nouvelle base EIR 2012 afin de vérifier la robustesse de nos résultats. Le deuxième volet aura pour objet de mesurer la dynamique des inégalités de retraite des hommes et des femmes en fonction des modifications de comportements sur le marché du travail entre les générations (surtout pour les femmes) et de leurs répercussions sur les périodes validées et le salaire de référence. On tirera partie du fait de disposer de plusieurs bases de données de l’EIR distantes de 4 années, ce qui permet de séparer dans l’analyse les effets de cohorte des effets d’âge. Ainsi on pourra comparer les écarts de retraite entre les femmes et les hommes au même âge (66 ans) pour différentes générations et expliciter les facteurs à l’origine des variations observées. La dernière génération étudiée serait celle née en 1946, qui en 2012, est quasiment entièrement partie à la retraite.

### **1. Rappel des principaux résultats de la recherche menée à partir d’EIR 2008**

Les retraites de droit direct des femmes sont, en moyenne, inférieures de plus de 40 % à celles des hommes dans le secteur privé, l’écart étant beaucoup plus resserré dans la Fonction publique où elles atteignent 80% de celles des hommes. Au-delà de ce constat, il est important

---

<sup>26</sup> Le texte complet du rapport est disponible en pdf à l’adresse suivante :

<http://www.ires.fr/images/files/EtudesAO/UNSAEDUCATION/EtudeUnsa%20ducation%20carts%20de%20retraite%20hommes%20femmes%202015.pdf>

d'identifier les sources de ces écarts et de voir dans quelle mesure elles diffèrent dans le public et dans le privé. Notre recherche s'est appuyée sur une base de données, l'Echantillon Interrégime des Retraités 2008 (EIR 2008) de la Drees, qui permet de comparer avec des variables similaires l'ensemble des retraites du privé (y compris les retraites complémentaires) et du public et d'identifier les facteurs constitutifs des inégalités.

Nous avons d'abord évalué les inégalités de retraite parmi les hommes et parmi les femmes, en nous fondant sur l'indice de Gini et sa décomposition. Trois résultats ressortent : les dispersions des retraites sont plus fortes dans le privé que dans le public. Les inégalités des retraites des hommes et des femmes séparément dans chaque secteur sont du même ordre de grandeur. Enfin, les facteurs expliquant ces inégalités, quel que soit le secteur, ne sont pas les mêmes selon les sexes. Pour les hommes, c'est la diversité des salaires de référence qui explique l'essentiel de la dispersion des retraites, pour les femmes c'est la diversité des durées validées. Dans toutes les configurations, les minima jouent un rôle minime pour limiter la dispersion et les avantages familiaux (bonus pour les enfants) contribuent plutôt à accroître les inégalités de pensions parmi les femmes et parmi les hommes.

Ensuite, nous avons estimé le rôle des éléments constitutifs du calcul des retraites dans les écarts constatés entre les hommes et les femmes tout le long de la distribution. Durée de carrière et salaire sont logiquement les composantes explicatives les plus importantes, tant dans le public que le privé, mais leur poids varie le long de la distribution. Les plus faibles durées de carrière des femmes expliquent leur désavantage dans les premiers déciles, alors que ce sont les salaires inférieurs qui sont responsables des différences à partir du septième décile. On voit aussi le rôle très important des minima contributifs dans les deux premiers déciles comme élément de resserrement des écarts entre les retraites des hommes et des femmes. Les autres facteurs structurels n'ont quasiment aucun impact sur les différences de retraite entre les hommes et les femmes, quel que soit le régime observé.

Outre la présentation du rapport aux commanditaires et sa mise en ligne, ce travail donne lieu actuellement aux valorisations suivantes :

- Proposition d'un article à la revue de l'IRES « *Ecart de retraite entre les hommes et les femmes dans le privé et le public : une analyse des distributions* », soumis en juillet 2015
- « *Inequalities between men and women in retirement pensions: are determinants the same in the private and public sectors?* », article présenté à la conférence ECINEQ, Luxembourg, 13-15 juillet 2015. Une version révisée est soumise à la conférence SOLE (Society of Labor Economics) Mai 2016 (Seattle, USA).
- « *Gender pension gaps along the distribution: an application to the French case* », octobre 2015, article soumis aux conférences SOLE (Society of Labor Economics) Mai 2016 (Seattle, USA) et Netspar, International Pension Workshop, Janvier 2016, Leiden (Pays-Bas)

## **2. Le programme de recherche**

La recherche antérieure était fondée sur l'exploitation d'une base de données unique, l'EIR 2008. La richesse de cette base permet de couvrir la quasi-totalité des cas de retraités et de nous concentrer sur une comparaison des situations des retraités du public et du privé (y compris les retraites complémentaires), et d'y ajouter la dimension mono ou polypensionnés très rarement prise en considération dans les études antérieures. Nous pouvons également reconstituer les principaux éléments du calcul des retraites (salaire de référence, période de contributions, minima, pension de réversion, bonus pour enfants) et ainsi proposer une analyse des composants des inégalités constatées entre les hommes et les femmes, et à l'intérieur de chaque groupe.

Une limite de cette recherche était que nous travaillions sur une seule année de recueil des données (les retraités en 2008). Il nous était donc impossible de mesurer dans le temps les évolutions des écarts de retraite entre les hommes et les femmes.

Le programme de recherche proposé ici vient compléter les résultats précédents en ajoutant la dimension générationnelle. Nous bénéficions en effet de la récente mise à disposition de l'EIR 2012, fichier construit sur le même type que l'EIR 2008. Par ailleurs, nous pourrions prolonger la comparaison de ces deux sources par les deux EIR précédents (2001 et 2004), construits sur un champ légèrement différent des deux suivants (il n'y a notamment pas les retraités nés à l'étranger dans la base de 2001), mais qu'il est possible d'harmoniser.

Le premier travail consiste à répliquer les analyses faites sur l'EIR 2008 avec les nouvelles données de l'EIR 2012. La taille des fichiers est comparable, et la qualité des informations fournies devrait être bonne. Il est en effet très important de pouvoir vérifier si les conclusions obtenues sur une année, avec des exploitations statistiques originales, sont stables dans le temps, comme on le suppose.

Le deuxième axe de recherche s'intéresse à l'évolution des écarts de retraite et de leur composition entre les hommes et les femmes de deux générations, prises au même âge. Afin de limiter les biais liés à la mortalité différentielle, nous préférons comparer des jeunes retraités. Il faut aussi nous placer à un âge où la quasi-totalité d'une génération est à la retraite. Nous retiendrons donc ici les générations observées à 66 ans, soit les personnes nées en 1946 dans l'EIR 2012 et celles nées en 1942 dans l'EIR 2008. Cela représente respectivement 34 800 personnes en 2008 et 46 700 en 2012 (réparties à peu près également entre hommes et femmes).

La réduction des écarts de pension moyenne entre hommes et femmes au fil des générations est documentée. Ainsi, si dans la génération 1934, les femmes perçoivent une pension de droit direct égale à 55 % de celle des hommes, ce ratio s'établit à 62 % dans la génération 1942 (Aubert, 2012). Il est un peu plus élevé pour la génération 1946 (Collin, 2015). Les écarts de pension se réduisent dans la plupart des régimes, et en particulier dans les secteurs publics et privé. Notre objectif est d'aller plus loin en analysant l'évolution des écarts de pension non seulement à la moyenne mais le long de la distribution, ainsi que les variations dans la composition de ces écarts de retraite et des inégalités à l'intérieur de chaque groupe.

Comme la génération 1946 est une génération charnière en ce qui concerne les comportements de participation des femmes au marché du travail, nous pourrions ainsi estimer dans quelle mesure l'allongement (probable) des périodes de contribution, et les progressions de salaire ont permis – ou non - de resserrer les écarts de retraite entre les hommes et les femmes de ces deux générations, et à quels niveaux de la distribution on observe le plus de modifications entre les générations. Le poids de l'emploi public dans ces mouvements pourra être isolé, ce qui est très important compte tenu du développement de ce secteur dans la période et de sa féminisation.

Il sera possible, dans un dernier temps d'utiliser les EIR précédents, pour étendre la comparaison de retraités à 66 ans. Après harmonisation des champs entre les quatre bases, nous isolerons des générations nées avant-guerre (génération 1938 pour l'EIR 2004, génération 1934 pour l'EIR 2001), que nous comparerons avec la génération la plus récente (génération 1946). Sous réserve de la qualité des données, nous pourrions identifier les changements survenus dans les écarts de retraite entre les hommes et les femmes entre la génération la plus ancienne (34) et la plus récente (46), soit 12 ans d'écart.

Si l'écart moyen se resserre, le résultat sur d'autres points de la distribution n'est pas évident a priori. Ainsi, dans le bas de la distribution, l'instauration de l'Assurance Vieillesse des Parents au Foyer en 1972 peut avoir conduit à affilier des femmes au régime de retraite uniquement via ce dispositif, conduisant à des retraites faibles et ainsi à augmenter l'écart pour les basses retraites. Par ailleurs, si, d'un côté, la participation des femmes au marché du travail s'est accrue dans l'après-guerre et devrait contribuer au resserrement des écarts de retraite par rapport aux générations antérieures, de l'autre les femmes qui avaient acquis des droits directs à la retraite dans les générations d'avant-guerre étaient probablement plus sélectionnées, puisque la majorité de femmes était dans des modèles traditionnels de couple où seul le père avait une activité salarié, et donc où une grande partie des femmes n'acquerrait pas de droits directs de retraite ou des droits très limités.

## Références

**Albert C.**, Bac C., 2012, « Inégalités de pensions entre hommes et femmes : du constat de 2009 aux perspectives de 2029 – L'exemple du régime général » *Retraite et Société*, n° 63.

**Aubert P.**, 2012, « Les écarts de niveaux de pension de retraite entre générations », Dossier Solidarité Santé, n° 33, Drees.

**Beurnier P.**, Couhin J., Grave N., 2011, « La réforme des retraites 2010 : quelles conséquences pour le régime général ? », *Cadr@ge* n°15.

**Bonnet C.**, Hourriez JM., 2012, "Inégalités entre hommes et femmes au moment de la retraite en France", Femmes et hommes – Regards sur la Parité, *Insee références*, pp. 39-51.

**Bonnet C.**, S. Buffeteau et P. Godefroy, 2006a, « Les effets des réformes de retraites sur les inégalités de genre en France », *Population*, n° ½.



Bonnet C., Meurs D., Rapoport B., 2015, « Inequalities between men and women in retirement pensions : are determinants the same in the private and public sectors ? », colloque ECINEQ, Luxembourg, 13-15 July.

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

**Bridenne I.**, Couhin J., 2012, « La contributivité accrue de la pension de base : source d'inégalité entre genres ? », *Retraite et Société*, n° 63.

**Collin C.**, 2015, « Retraites : les femmes perçoivent une pension inférieure de 26 % à celle des hommes en 2012 », *Études et résultats*, n° 904.

**COR**, 2012, « *Réflexions sur des évolutions possibles des dispositifs de solidarité en matière de retraite* », Document 3, Séance plénière du 24 octobre 2012.

**Drees**, 2010, *Les retraités et les retraites en 2008*.

**Duc C.**, Lerméchin H., 2010, « L'impact des réformes de 1993 et 2003 sur le montant des pensions de retraites : une analyse sur le cycle de vie », mimeo

**Guégot F.**, 2011, « *L'égalité professionnelle hommes-femmes dans la fonction publique* », rapport officiel, La Découverte.

**Levine P.**, Mitchell Olivia S., Phillips John, 1999, "Worklife determinants of retirement income differentials between men and women", *NBER Working Paper*, n° 7243