



CNRS UMR 7235 – Université de Paris Ouest Nanterre La Défense

Projet de recherche : Ecart de retraite entre les hommes et les femmes dans le privé et le public Programme CHA/IRES

Rapport final

Synthèse de la littérature, recension des travaux existant et analyse des écarts de pension entre hommes et femmes
31 janvier 2015

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

dominique.meurs@ined.fr

Carole Bonnet (Ined),

Benoit Rapoport (Ined et Paris 1)

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

Table des matières

Résumé non technique	5
Introduction	7
Chapitre 1. Que sait-on sur les écarts de retraite entre les hommes et les femmes en France ? Eléments de cadrage statistique et institutionnel	11
1.1. Rappel des ordres de grandeur dans les écarts de pensions entre les hommes et les femmes.....	11
1.1.1 Des écarts des montants de retraite entre hommes et femmes différents selon les régimes d'affiliation.....	11
1.1.2. Ecart entre les âges de départ à la retraite selon le sexe et le secteur.....	12
1.2. Les principales réformes menées depuis le début des années 1990 et la difficile évaluation de leurs effets.....	13
1.2.1. Principes généraux de calcul des droits à la retraite.....	13
1.2.1.1. Age d'ouverture des droits.....	13
1.2.1.2. Calcul de la pension de retraite.....	13
1.2.2. Les réformes de retraite depuis 1990.....	15
1.2.2.1. La Réforme de 1993 - (dite « réforme Balladur »).....	15
1.2.2.2. Réforme de 2003 (dite « réforme Fillon »).....	15
1.2.2.3. La réforme de 2010.....	18
1.2.3. Que sait-on de l'impact des réformes sur les inégalités entre hommes et femmes ?.....	19
1.2.3.1. Evaluation de l'impact des réformes des retraites : les difficultés méthodologiques.....	19
1.2.3.2. Les paramètres à prendre en compte.....	20
1.2.3.3. Une réforme de 1993 un peu plus défavorable pour les femmes, mais dont l'impact est très atténué par le minimum contributif pour les générations parties à la retraite.....	21
1.2.3.4. Un effet de la réforme de 2003 incertain sur les écarts de pension entre hommes et femmes.....	24
1.2.3.5. Réforme de 2010 : encore trop peu de recul pour évaluer les conséquences.....	26
1.2.3.6. Effets de l'ensemble des réformes menées depuis 1993.....	26
1.3. L'intérêt d'une approche tous régimes.....	26
Chapitre 2. De forts écarts de pension entre les hommes et les femmes, plus réduits dans la Fonction publique qu'au régime général	29
2.1. Introduction.....	29
2.2 Données et catégories de régimes de retraite retenues pour l'étude.....	29
2.3. Comparaisons des niveaux et distributions des pensions des hommes et des femmes.....	30
2.3.1. Ecart de pensions entre les hommes et les femmes à la moyenne et aux principaux quantiles.....	30
2.3.2 Distributions des pensions des hommes et des femmes.....	32
2.4. Rôle des différents éléments de calcul de la pension dans la Fonction publique: salaire, durées et minima de pension.....	34
2.4.1 Ecarts des durées validées et des salaires perçus chez les retraités de la Fonction publique.....	34
2.4.2 Le rôle égalisateur des minima dans les écarts de pension entre les hommes et les femmes.....	36
2.5. Des différences entre hommes et femmes sur les âges de départ en retraite.....	39

Chapitre 3. Rôle des différentes composantes et des éléments de calculs des pensions dans les dispersions des retraites des hommes et des femmes	42
3.1. Introduction	42
3.2. Les mesures de la dispersion des pensions avec l'indice de Gini	42
3.3. Décomposition du coefficient de Gini par sources de revenu	44
3.4. Décomposition du coefficient de Gini par éléments de calcul de la pension	51
3.4.1. Méthodologie	51
3.4.2. Résultats	52
Chapitre 4. Décomposition des écarts de retraite entre hommes et femmes par régime	56
4.1. Introduction	56
4.2. Décomposition de l'écart moyen total des pensions selon le régime et le sexe	56
4.3. La décomposition des écarts selon les caractéristiques individuelles (Oaxaca-Blinder)	60
4.3.1. Distribution des principales caractéristiques.....	61
4.3.2. Décomposition des écarts de pension moyenne selon les principales caractéristiques	64
4.4. Décomposition aux différents quantiles	72
Références	84
Annexe – Calendrier d'application des réformes	86

Résumé non technique

De nombreuses études pour la France ont déjà établi que les retraites des femmes sont, en moyenne, inférieures de moitié à celles des hommes dans le secteur privé, l'écart étant beaucoup plus resserré dans la Fonction publique où elles atteignent en moyenne 80% de celles des hommes. Il est également déjà connu que ces différences de niveau des retraites découlent surtout de carrières antérieures plus courtes et moins bien rémunérées pour les femmes que pour les hommes. Comme dans la Fonction publique, les carrières sont plus souvent continues, quel que soit le sexe, et la dispersion des salaires plus resserrée que dans le privé, il n'est donc guère étonnant que les retraites des femmes y soient moins éloignées de celles des hommes que dans le privé. Au-delà de ce constat sur des moyennes, il est important d'identifier précisément les sources des écarts des retraites entre les hommes et les femmes et de voir dans quelle mesure elles peuvent être analogues dans le public et dans le privé.

Notre recherche s'appuie sur une base de données, l'Echantillon Interrégimes des Retraités 2008 (EIR 2008) qui permet de comparer avec des variables similaires l'ensemble des retraités du privé et du public, et de reconstituer les éléments de leur carrière qui expliquent le niveau des pensions (y compris les retraites complémentaires ; seules les surcomplémentaires ne sont pas enregistrées dans les données). Notre travail est ici descriptif ; nous ne modélisons pas les conséquences futures des réformes en cours, mais nous mettons en évidence les origines des écarts des retraites entre les hommes et les femmes, à la moyenne et le long de la distribution. Par rapport aux travaux déjà existants, nous analysons la situation non seulement des mono-pensionnés de chaque secteur, mais aussi des polypensionnés, qui sont généralement laissés de côté faute d'information. Or les polypensionnés constituent presque un tiers du total des retraités, et sont majoritairement des hommes. Même si pour beaucoup le complément de retraite lié à la polypension est très faible, prendre en compte cette dimension change les écarts de retraite entre les hommes et les femmes, surtout dans le versant Fonction publique d'Etat où cela creuse l'inégalité de genre.

Les travaux existants portent généralement sur un chiffrage des réformes en termes de moyenne des retraites des hommes et des femmes. En général l'impact est plutôt réduit, car les effets jouent dans des sens opposés. Or, la population des retraités, et particulièrement celles des femmes, est très hétérogène sur de multiples dimensions : générationnelles (les comportements d'activité ont changé très rapidement dans les années soixante-dix), et, à l'intérieur d'une génération donnée, en terme de durées des carrières et des rémunérations acquises. Par conséquent, un faible impact des réformes sur la moyenne peut cacher des déformations importantes dans la distribution des pensions. Il est donc important d'avoir une bonne connaissance de la distribution des pensions pour anticiper les effets des réformes envisagées. L'examen des retraites selon le régime d'affiliation montre que, quel que soit le régime d'affiliation, les distributions des retraites des femmes sont toujours décalées à gauche par rapport aux hommes, ce qui signifie qu'à tous les niveaux (sauf dans les tous premiers centiles), il y a plus de femmes que d'hommes qui perçoivent des petites retraites. Ces écarts sont plus marqués dans le secteur privé que dans la Fonction publique, et, toujours pour le secteur privé, sont plus amples en bas de la distribution et tendent à se resserrer vers les plus hauts déciles.

Nous évaluons ensuite les inégalités de retraite parmi les hommes et parmi les femmes, et pour chaque régime, en calculant des indices de Gini et en les décomposant selon les facteurs constitutifs des pensions. Trois résultats ressortent : les dispersions des retraites sont plus fortes dans le privé que dans le public, comme attendu au vu des distributions. Les inégalités des retraites des hommes et des femmes séparément dans chaque secteur sont du même ordre de grandeur, ce qui n'était pas a priori évident. 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.

Nous passons à l'analyse des différences des niveaux de retraites entre les hommes et les femmes. Les retraites des femmes sur l'ensemble (public et privé) sont égales en moyenne à 60% à celle des hommes, ce qui est moins inégal que ce que l'on observe pour le seul régime général. Cela provient du fait que les retraites des femmes dans le public sont supérieures à celles des femmes du privé, et que cet avantage pour les retraitées de ce secteur n'est pas annulé par les retraites supérieures des hommes du public par rapport au privé. Jouent ici à la fois d'un effet volume (les retraitées femmes du public sont plus nombreuses que les retraités hommes) et un effet prix (l'avantage en retraite du public par rapport au privé est plus fort pour les femmes que pour les hommes).

Enfin, en appliquant une méthode inspirée de celles utilisées pour analyser les écarts de salaire, nous estimons le rôle des éléments constitutifs du calcul des retraites dans les écarts constatés entre les hommes et les femmes. Cette analyse est conduite d'abord pour la différence moyenne des retraites entre les hommes et les femmes, puis pour les écarts des distributions, et ce pour chaque régime d'affiliation. On constate que durée de carrière et salaire sont logiquement les composantes explicatives les plus importantes des écarts observés, tant dans le public que le privé, mais que leur poids n'est pas le même 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 entièrement responsables des différences à partir du septième décile. Ces observations sont valables surtout pour le régime général; les salaires de référence sont les facteurs les plus importants dans les écarts constatés dans les différents versants de la Fonction publique. 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 (âge de départ, majoration pour enfants, invalidité, cohorte de naissance, origine) n'ont quasiment aucun impact sur les différences de retraite entre les hommes et les femmes, quel que soit le régime observé.

En conclusion, notre rapport permet d'asseoir deux constats simples mais robustes :

- Les écarts de retraite entre les hommes et les femmes dépendent massivement des inégalités de carrière (durée validée et salaire de référence), tant dans le public que dans le privé. Ainsi, le plus puissant moyen de réduire les inégalités de retraite entre les hommes et les femmes est de limiter les interruptions de carrière, ce qui irait de pair avec le développement des politiques de conciliation entre la vie familiale et la vie professionnelle.
- Le deuxième constat est le rôle crucial des minima, dans le public comme dans le privé, pour limiter les inégalités de retraite entre les hommes et les femmes dans les premiers déciles. Toute restriction dans l'attribution de ces minima (par exemple en modifiant les droits familiaux qui permettent d'atteindre les taux pleins et ouvrent l'accès à ces minima) aurait des répercussions beaucoup plus fortes pour les femmes que pour les hommes dans le bas de la distribution.

Introduction

Ce n'est que relativement récemment que les écarts de retraite entre les hommes et les femmes ont suscité un intérêt spécifique des chercheurs et des décideurs publics (Ginn 2001a, 2001b). Auparavant, les analyses s'arrêtaient au constat que les plus faibles retraites des femmes ne faisaient que refléter des cheminements professionnels plus heurtés dans des postes moins bien rémunérés. Autrement dit, la différence constatée était le miroir des inégalités salariales passées et n'appelait pas de réflexion particulière sur les mécanismes des pensions. L'hypothèse implicite était que le faible niveau (ou l'absence) de droits directs pour les femmes était compensé par les revenus de leur conjoint, de leur vivant, et par une pension de réversion après leur décès. La conception d'une division traditionnelle des tâches au sein des ménages (l'homme spécialisé dans les activités marchandes, la femme dans les tâches domestiques, et les revenus mis en commun) s'étendait ainsi à la retraite. Celles qui n'entraient pas dans ce schéma et dont les droits directs étaient trop faibles relevaient des analyses sur la pauvreté et des politiques de minima sociaux dans une logique redistributive.

Cette indifférence sur cette forme d'inégalité entre les hommes et les femmes a diminué, parce que les conditions de départ en retraite et les modèles familiaux ont beaucoup changé et transformé les termes du débat (Jefferson, 2009). Les générations des femmes depuis les années 60 et 70 ont accru leur niveau d'éducation, sont massivement entrées sur le marché du travail et ont plus souvent des carrières continues que dans le passé. Les écarts de pension entre hommes et femmes se sont ainsi réduits progressivement. Ainsi, le ratio rapportant la pension moyenne de droit propre des femmes à celle des hommes progresse au fil des générations : de 44 % pour la génération 1924-1928 à 56 % pour la génération 1939-1943 (cf. Bonnet et Hourriez, 2012a). L'écart entre hommes et femmes devrait continuer à se réduire progressivement au fil des générations futures de retraités, sans toutefois se résorber dans les prochaines décennies. En effet, la réduction des disparités sur le marché du travail marque le pas depuis près de deux décennies, impliquant mécaniquement un maintien de l'écart de pension entre hommes et femmes dans le futur (Bettio et al., 2013).

Parallèlement, le modèle familial traditionnel de couples stables, avec le père apporteur de revenus, la mère au foyer, et la garantie de niveau de vie pour les veuves par la pension de réversion, est de moins en moins dominant. Arrivent à la retraite de plus en plus souvent des divorcés, des célibataires, et la femme retraitée isolée n'est plus systématiquement une veuve. Le principe de la pension de réversion est contesté. Les conditions d'accès à ce dispositif ont été durcies dans de nombreux pays (comme en Allemagne). La Suède l'a même supprimé. Le débat se déplace vers la mise en place ou non de droits familiaux en plus des droits directs (c'est-à-dire des prestations retraite liées au nombre d'enfants) (cf. Bonnet et Hourriez, 2012b).

La question des inégalités de retraite entre les hommes et les femmes est devenue aussi une préoccupation politique en France. Elle est abordée régulièrement, en particulier lors des débats sur les réformes de retraite¹ ou lors de discussions sur des sujets qui les concernent principalement, telles les évolutions des droits familiaux et conjugaux. De plus la réduction de l'écart de pension est affichée comme un des objectifs de la réforme de 2010² et a été réaffirmée en 2013³. En outre, le

¹ Depuis 2003, par exemple, la délégation aux droits des femmes de l'Assemblée nationale publie des rapports intégrant la dimension du genre dans la réflexion sur les retraites, en particulier lors de la discussion de projets de loi de réforme.

² Article 1, Loi n° 2010-1330 du 9 novembre 2010 portant réforme des retraites, Objectifs de l'assurance-vieillesse [...] « Le système de retraite par répartition poursuit les objectifs de maintien d'un niveau de vie satisfaisant des retraités, de lisibilité, de transparence, d'équité intergénérationnelle, de solidarité

suivi spécifique des différences entre les femmes et les hommes est mentionné explicitement comme une mission en soi, à la fois pour le Conseil d'orientation des retraites⁴ et pour le nouveau Comité de suivi des retraites⁵.

A ce tableau général manque une dimension particulièrement importante dans le cas de la France : le régime contributif auquel a souscrit le retraité, et notamment le fait que l'employeur ait été public ou privé. Cette caractéristique joue d'abord dans les mécanismes de calcul des droits à pension et de leur niveau. Sans entrer dans le débat public/privé qui dépasse le cadre de ce rapport, les règles pour calculer les durées et le salaire de référence sont différentes (sur les 25 dernières années dans le privé, sur les 6 derniers mois dans la Fonction publique mais hors primes⁶). Si les formules de calcul des pensions sont neutres au genre, leurs effets peuvent être plus ou moins favorables aux femmes qu'aux hommes selon les différences de composition de la main d'œuvre. Pour prendre un exemple simple : ne pas inclure les primes dans le salaire de référence servant au calcul de la retraite pour la Fonction publique d'Etat a un impact négatif plus important pour les hommes que pour les femmes, celles-ci étant majoritairement dans l'éducation ou relevant de ministères avec de plus faibles taux de primes. L'écart des salaires de référence entre les hommes et les femmes est donc diminué par la non-prise en compte des primes, ce qui rapproche mécaniquement le niveau des pensions entre les deux sexes ; il n'y a pas de dispositif équivalent dans le secteur privé. En plus de ces mécanismes institutionnels interviennent également des différences structurelles entre les salariés des deux secteurs. Les femmes dans la Fonction publique vont avoir des carrières plus continues que dans le privé, ont moins de risque de chômage. Plus qualifiées, elles ont également de meilleures rémunérations en moyenne que celles qui ont travaillé dans le secteur privé.

Enfin deux dispositifs ont potentiellement un impact différent selon le sexe, tenant aux différences de composition de la main d'œuvre. Le premier est le minimum contributif qui relève le niveau des pensions les plus faibles, à condition de partir au taux plein. Comme les femmes ont généralement des durées de carrière plus courtes que les hommes, cela revient à ce que leurs trimestres effectifs soient « mieux valorisés » que ceux des hommes concernés (qui sont en moyenne moins loin de la durée nécessaire pour atteindre le seuil). A l'opposé, dans les hauts revenus, le plafonnement des

intragénérationnelle, de pérennité financière, de progression du taux d'emploi des personnes de plus de cinquante-cinq ans et de réduction des écarts de pension entre les hommes et les femmes. »

³ Article 1, Projet de loi garantissant l'avenir et la justice du système de retraites. (Texte définitif). 18 décembre 2013, « La Nation assigne également au système de retraite par répartition un objectif de solidarité entre les générations et au sein de chaque génération, notamment par l'égalité entre les femmes et les hommes, par la prise en compte des périodes éventuelles de privation involontaire d'emploi, totale ou partielle, et par la garantie d'un niveau de vie satisfaisant pour tous les retraités.

⁴ En ce qui concerne le COR, la loi du 20 janvier 2014 complète en effet la liste des missions données au Conseil par l'ajout d'un nouvel alinéa : « Le Conseil d'orientation des retraites a pour missions : [...] ; 7° De suivre l'évolution des écarts et inégalités de pensions des femmes et des hommes et d'analyser les phénomènes pénalisant les retraites des femmes, dont les inégalités professionnelles, le travail à temps partiel et l'impact d'une plus grande prise en charge de l'éducation des enfants. ».

⁵ Pour le Comité de suivi des retraites, le suivi des différences entre les femmes et les hommes constitue l'une des trois thématiques sur lesquelles devra explicitement porter son avis annuel : « Le comité rend, au plus tard le 15 juillet, en s'appuyant notamment sur les documents du Conseil d'orientation des retraites mentionnés aux 1° et 4° de l'article L. 114-2 du présent code, un avis annuel et public : 1° [...] ; 2° Analysant la situation comparée des femmes et des hommes au regard de l'assurance vieillesse, en tenant compte des différences de montants de pension, de la durée d'assurance respective et de l'impact des avantages familiaux de vieillesse sur les écarts de pensions ; 3° [...] ».

⁶ L'introduction en 2003 du Régime Additionnel de la Fonction publique (RAFP), qui permet une cotisation sur l'ensemble des rémunérations de toute nature autres que celles entrant dans l'assiette de calcul de la pension de retraite, dont en particulier les primes, est trop récente pour influencer sur les résultats présentés dans le rapport.

retraites de base joue a priori aussi au détriment des hommes, plus nombreux dans les très hauts salaires. Ces deux mécanismes ne vont pas avoir la même force dans le public et dans le privé, en raison de différences de composition de la main d'œuvre et de différences dans la distribution des salaires (les hauts salaires plafonnés sont moins fréquents dans le public que dans le privé).

Les travaux sur les différences entre hommes et femmes dans le système de retraite ont la plupart du temps porté sur le secteur privé (Albert C. et Bac C., 2012 ; Bonnet C., S. Buffeteau et P. Godefroy, 2007 ; Bridenne I. et Brossard C., 2008) au sein duquel les écarts sont importants : les pensions des femmes sont en moyenne inférieures de moitié à celles des hommes. Les travaux sur les disparités entre hommes et femmes dans la Fonction publique sont moins courants (Walraet, 2009 ; Bridenne et Mariama, 2014 ; COR, 2014b, 2014c) ⁷. Ils mettent cependant en évidence des écarts moindres entre hommes et femmes, de l'ordre de 20% en moyenne.

On peut avancer deux grandes raisons à ces moindres écarts en défaveur des femmes dans la Fonction publique :

- des trajectoires de carrières plus continues pour les femmes dans le secteur public, à l'instar des hommes, alors que les carrières des femmes dans le secteur privé sont plus souvent heurtées (avec des périodes d'interruption liées aux maternités) et les rémunérations perçues plus faibles.
- les carrières courtes (de moins de 15 ans de service), conduisant à des petites pensions étaient rebasculées dans le secteur privé, ce qui accroît mécaniquement la part des longues carrières dans les pensions de la Fonction publique. Depuis la réforme de 2010, ce seuil a toutefois été abaissé à 2 ans de service.

Ajoutons une dernière complexité à prendre en compte lorsqu'on décrit les retraites en France. Les salariés ne se répartissent pas de façon unique entre retraités du public et retraités du privé. Les carrières professionnelles comprennent souvent des épisodes successifs d'un secteur à l'autre (par exemple, commencer par des emplois d'été dans le privé et passer ensuite un concours public), ou des épisodes simultanés (exercer à la fois une activité d'indépendant et de salarié). A chaque emploi correspond le versement d'une rémunération, et à chaque rémunération une contribution dans un des 35 régimes de retraite⁸. Les polypensionnés – retraités qui perçoivent des retraites de différents régimes – sont nombreux : en 2012, ils représentent 32,5 % du total des retraités (40 % des hommes et 25,5 % des femmes), même si pour beaucoup la deuxième pension ne représente que quelques euros par mois. Mais cela finit par affecter le niveau des retraites, et, dans le cas qui nous occupe, comme les femmes sont moins souvent polypensionnées que les hommes, cela augmente significativement l'écart des retraites entre les sexes. La moindre fréquence des polypensions chez les femmes, surtout dans les situations de polypensions liées à des activités simultanées, s'explique aisément par les plus grandes contraintes de temps des femmes actives. Cela va dans le même sens que le fait qu'elles soient plus à temps partiel, qu'elles effectuent moins d'heures supplémentaires, ou qu'elles aient des interruptions de carrière. Un des apports de notre recherche est de ne pas mettre de côté les polypensions et d'étudier les écarts entre les hommes et les femmes y compris pour ces cas-là.

L'objectif de ce rapport est donc de donner un panorama le plus complet possible des écarts de retraite entre les hommes et les femmes en fonction du régime dans lequel ils se trouvent, et d'analyser les raisons de ces écarts. Il est composé de quatre chapitres.

⁷ On trouve aussi un certain nombre de statistiques par sexe dans les recueils statistiques du Services des Retraites de l'Etat ou de la CNRACL.

⁸ Description des régimes sur <http://www.social-sante.gouv.fr/reforme-des-retraites,2780/comprendre-le-systeme-des,2947/>

Le premier chapitre fait le point sur le contexte institutionnel et les études déjà menées sur le sujet. Le calcul des retraites est un mécanisme compliqué, différent dans le secteur public et le privé, et qui a fait l'objet de réformes profondes dans les dernières décennies. Ce premier chapitre expose donc précisément les modes de calcul dans chaque régime d'affiliation, les changements apportés par les réformes successives et les possibles différences d'impacts selon le sexe. Une attention particulière est portée au minimum contributif (secteur privé) et au minimum garanti (Fonction publique) qui concernent proportionnellement plus les femmes que les hommes.

Les trois chapitres suivants sont élaborés à partir d'une base de données unique, l'Echantillon Interrégime des Retraites (EIR 2008), qui permet de collecter l'ensemble des pensions de retraite d'un individu et comporte des informations sur les éléments permettant le calcul de ces droits. Le chapitre 2 décrit les différences de niveaux des retraites des hommes et des femmes selon les régimes d'affiliation, à la moyenne et aux différents points de la distribution, et présente pour les trois versants de la Fonction publique les différences entre les hommes et les femmes des durées validées, des salaires de référence et de l'accès au minima. Le chapitre 3 approfondit l'analyse de la dispersion des retraites des hommes et des femmes dans chaque régime en utilisant des décompositions de l'indice de Gini. On voit ainsi que les inégalités de retraite diffèrent fortement selon les régimes, les plus élevées s'observant dans le régime général. La dispersion des retraites est du même ordre de grandeur pour les hommes et pour les femmes dans un régime donné, mais les facteurs à l'origine de cette dispersion sont différents selon les sexes : la diversité des salaires de référence pour les hommes, la diversité des durées prises en compte pour les femmes. Enfin, dans le quatrième chapitre, nous passons à l'analyse des différences des niveaux de retraites des hommes et les femmes. Utilisant une méthode de décomposition inspirée de celle classiquement utilisée pour analyser les écarts de salaire entre les hommes et les femmes, nous estimons le rôle des différences hommes/femmes dans les éléments constitutifs du calcul des retraites dans les écarts constatés. Cette analyse est conduite d'abord pour la différence moyenne des retraites entre les hommes et les femmes, puis pour les écarts des distributions, et ce pour chaque régime d'affiliation. On constate de nouveau que durée de carrière et salaire sont logiquement les composantes explicatives les plus importantes des écarts observés, mais leur poids n'est pas le même 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 entièrement responsables des différences à partir du septième décile. Ces observations sont valables surtout pour le régime général, alors que ce sont les salaires de référence qui sont les facteurs les plus importants dans les écarts constatés entre les trois versants de la Fonction publique. On voit aussi le rôle très important des minima contributifs dans les deux premiers déciles comme élément de resserrement des écarts.

Chapitre 1. Que sait-on sur les écarts de retraite entre les hommes et les femmes en France ?

Éléments de cadrage statistique et institutionnel

En 2008, si on considère l'ensemble des retraités résidant en France, la pension moyenne de droit direct des femmes (tous régimes) est de 879 euros contre 1 657 euros pour les hommes⁹, soit une pension des femmes égale à la moitié de celle des hommes (Andrieux et Chantel, 2011).

Les écarts entre hommes et femmes sont calculés ici sur l'ensemble de la population des retraités. Ils sont moins élevés pour les générations les plus récentes, parmi lesquelles les femmes ont davantage participé au marché du travail. Ainsi, la pension moyenne de l'ensemble des retraitées âgées de 65 à 69 ans est égale à 56 % de celle des hommes et l'écart devrait continuer à se réduire, sans toutefois se résorber, y compris pour les générations les plus jeunes (Bonnet et Hourriez, 2012a).

Par ailleurs, il existe dans tous les régimes de retraite des dispositifs de pension de réversion, qui consistent à reverser une partie de la pension du décédé au conjoint survivant. En raison de l'espérance de vie plus longue des femmes et de l'écart d'âge entre conjoints (la femme est en moyenne deux ans plus jeune que son conjoint), les femmes en sont les principales bénéficiaires. Ces pensions de réversion réduisent de ce fait l'écart de pension totale entre hommes et femmes. Nous n'abordons pas dans ce travail la question de ces droits dérivés (on renvoie à Bonnet et Hourriez, 2012b) ; notre analyse se limite à la comparaison des droits directs.

1.1. Rappel des ordres de grandeur dans les écarts de pensions entre les hommes et les femmes

1.1.1 Des écarts des montants de retraite entre hommes et femmes différents selon les régimes d'affiliation

Les écarts sont très différents selon les régimes d'affiliation. Les écarts sont moindres dans la Fonction publique que dans le secteur privé reflétant des écarts de trajectoires professionnelles plus prononcés dans ce dernier secteur, en particulier des écarts de salaire plus élevés et des carrières davantage interrompues¹⁰.

En 2008, si on considère les monopensionnés, c'est-à-dire les individus percevant une pension de base provenant d'un seul régime, les montants moyens de pension sont respectivement de 750 et 1760 euros pour les salariés du régime général (soit une pension des femmes égale à 43 % de celles des hommes), de 1861 et 2247 euros pour les fonctionnaires civils de l'Etat (soit 83%), 1202 et 1604 euros pour les fonctionnaires des collectivités locales et de la Fonction publique hospitalière (CNRACL) (soit 75%) (cf. tableau 1 1).

Si on considère uniquement les carrières complètes, les écarts se réduisent, en particulier dans le secteur privé, traduisant le plus fort effet des carrières courtes chez les femmes. Dans ce cas-là, la pension des femmes atteint près des deux tiers de celles des hommes.

⁹ La pension de droit direct est la pension acquise à titre individuel, par opposition aux droits dérivés, acquis en tant que conjoint.

¹⁰ Il faut noter que jusqu'à la réforme des retraites de 2010, il fallait quinze ans de services pour avoir droit à une pension dans la Fonction publique. Les affiliés avec des courtes durées étaient ainsi « rebasculés » dans le régime général.

Tableau 1.1 – Montant mensuel moyen brut de l'avantage principal de droit direct (hors accessoires^(a)), par sexe et type de carrière

	Ensemble des carrières					Carrières complètes				
	Part de la population		Montant moyen			Part de la population		Montant moyen		
	H	F	H	F	F/H	H	F	H	F	F/H
Ensemble total	100.0	100.0	1,657	879	53%	100.0	100.0	1,784	1,250	70%
Monopensionnés										
Salariés du régime général	38.3	54.6	1,760	750	43%	39.8	48.6	1,969	1,254	64%
Fonctionnaires civils d'État	5.2	7.2	2,247	1,861	83%	4.0	7.5	2,479	2,169	87%
Fonctionnaires CNRACL ^(b)	0.6	3.4	1,604	1,202	75%	0.4	1.9	1,935	1,737	90%
Polypensionnés										
Salariés du régime général	19.5	12.6	1,572	769	49%	21.2	13.5	1,665	1,095	66%
Fonctionnaires civils d'État	3.7	2.6	2,048	1,579	77%	4.0	4.0	2,090	1,763	84%
Fonctionnaires CNRACL ^(b)	2.5	3.5	1,562	1,297	83%	2.9	4.3	1,582	1,466	93%

Note • Les polypensionnés sont classés selon leur régime principal d'affiliation, c'est-à-dire le régime de base pour lequel le nombre de trimestres validés est le plus élevé.

Champ • Retraités de droit direct d'un régime de base, résidant en France, au 31 décembre 2008

Sources • EIR 2008, DREES. Extrait d'Andrieux et Chantel, 2011, Etudes et Résultats, n° 758

(a) Les avantages accessoires correspondent aux majorations de pension pour enfants ou pour personne à charge.

(b) fonctionnaires des collectivités locales et de la fonction publique hospitalière

1.1.2. Ecart entre les âges de départ à la retraite selon le sexe et le secteur

Les écarts entre âges de départ des hommes et des femmes sont aussi différents selon les régimes. Dans le secteur privé, les hommes liquident leurs droits plus tôt que les femmes. Ainsi, si on considère la génération 1942, les hommes unipensionnés de la Cnav sont partis à 60,6 ans et les femmes à 62,3 ans. En revanche, dans la Fonction publique, l'écart est inversé. Si les hommes de cette même génération ont liquidé leurs droits à 59,2 ans, les femmes sont parties plus tôt, à 58,0 pour les unipensionnées et à 58,9 ans pour les polypensionnées (Drees, 2009). Cet écart s'explique en particulier par le fait que de nombreuses femmes (en particulier au sein de la Fonction publique hospitalière) appartiennent aux catégories actives de la Fonction publique, catégories qui ouvrent le droit à partir plus tôt à la retraite que les catégories sédentaires (jusqu'à la réforme de 2010, 55 ans au lieu de 60 ans). Par ailleurs, l'existence du dispositif de départ anticipé pour les parents de trois enfants joue aussi à la baisse sur l'âge moyen de départ des femmes.

A l'inverse, les carrières plus fractionnées des femmes dans le secteur privé les conduisent plus fréquemment que dans le public à attendre 65 ans pour liquider leurs droits. Le départ à 65 ans¹¹ permet en effet d'obtenir le taux plein et, en particulier, de bénéficier du minimum contributif (cf. ci-après).

¹¹ Depuis la réforme de 2010, l'âge d'annulation de la décote est de 67 ans.

1.2. Les principales réformes menées depuis le début des années 1990 et la difficile évaluation de leurs effets

On rappelle ici les principales réformes mises en œuvre depuis le début des années 1990. Elles comportent en général un calendrier de montée en charge, disponible en annexe.

1.2.1. Principes généraux de calcul des droits à la retraite

Pour comprendre les réformes, il est nécessaire de rappeler les principaux paramètres qui entrent dans le calcul des droits à retraite dans le régime général et celui de la Fonction publique.

1.2.1.1. Age d'ouverture des droits

L'âge d'ouverture des droits à la retraite, c'est-à-dire l'âge à partir duquel on peut partir à la retraite, était de 60 ans dans le régime général au début des années 1990. Dans la Fonction publique, il était de 60 ans pour les catégories sédentaires, 55 ans pour les catégories actives et de 50 ans pour certains métiers (insalubres, police). Par ailleurs, il était possible pour les mères de trois enfants et plus de partir dès 15 ans de services, quel que soit leur âge. Ces 15 ans de services correspondent par ailleurs à la durée de service ouvrant droit à une retraite de la Fonction publique (en-deçà, les fonctionnaires sont « rebasculés » dans le régime général). Pour les militaires, les âges d'ouverture des droits à la retraite sont différenciés selon le grade.

1.2.1.2. Calcul de la pension de retraite

De manière générale, l'avantage principal de droit direct est fonction de la durée d'activité (D), et d'un salaire de référence (w_{ref}). La durée d'activité sert à calculer le taux global ($Taux_{global}$) appliqué au salaire de référence. La fonction transformant la durée en taux est généralement complexe et fortement non linéaire. De la même façon, le calcul du « salaire de référence » est complexe et très différent d'un régime à l'autre. On tient compte du dernier salaire dans la plupart des régimes spéciaux. Dans le régime général et dans les régimes alignés, on fait la moyenne des 25 meilleurs salaires plafonnés et revalorisés. Ce plafonnement introduit des non linéarités supplémentaires. Dans les régimes complémentaires, le « salaire de référence » s'apparente à une moyenne de l'ensemble des salaires pondérés par une combinaison des taux de cotisation, du prix d'achat des points et de la valeur des points.

Finalement,

$$P = w_{ref} \times Taux_{global}$$

• **Dans le régime général des salariés du secteur privé**, avant la réforme de 1993, la pension se calcule de la manière suivante :

$$P = w_{ref} \times Taux \times \text{Min} \left[\frac{D_{reg}}{D_{requisite}}, 1 \right]$$

$$\text{avec } Taux = 50\% - 1,25\% \times \text{Max} \left(0, \text{Min} \left(D_{requisite} - D_{totale}, 4 \times (65 - \text{âge}) \right) \right)$$

Le taux global est donc le produit de ce taux et du coefficient de proratisation $\text{Min} \left[\frac{D_{reg}}{D_{requisite}}, 1 \right]$

D_{reg} : durée d'assurance dans le régime général

D_{totale} : durée d'assurance totale (tous régimes confondus)

âge : âge de départ

w_{ref} : moyenne des salaires des 10 meilleures années plafonnés revalorisés (on parle de Salaire Annuel Moyen, SAM). Avant la réforme de 1993, les salaires portés au compte sont revalorisés comme le salaire moyen.

D_{requis} est égale à 150 trimestres

Le taux plein de 50 % peut ainsi être atteint au titre de l'âge (65 ans) ou de la durée. Il est aussi accordé aux individus qui partent au titre de l'inaptitude¹². Environ 18 % des hommes et des femmes parmi les liquidants du régime général en 2009 sont concernés (DiPorto et Bridenne, 2011).

Il existe un montant minimal de pension, accordé aux personnes liquidant leur retraite à taux plein (départ à 65 ans ou durée d'assurance tous régimes confondus supérieure à la durée requise). Si la pension calculée est inférieure à ce montant, elle est fixée au niveau de ce minimum. Le minimum contributif peut être versé de manière intégrale ou proratisée si la durée validée au régime général est inférieure à 150 trimestres (voir encadré 1.1).

Enfin, il existe une majoration de pension pour trois enfants et plus, qui s'élève à 10 %.

• **Les régimes complémentaires des salariés du secteur privé sont des régimes en points (ARRCO et AGIRC)**

La retraite est égale au nombre de points acquis par le retraité multiplié par la valeur du point. Le nombre de points acquis par un salarié au cours d'une année est égal au produit de son salaire par le taux de cotisation contractuel¹³ et divisé par le salaire de référence fixé par le régime (qui s'interprète donc comme le prix d'achat du point).

A l'Arrco, la majoration de pension est de 5 % pour trois enfants et plus. A l'AGIRC, elle est de 8 %, auxquels s'ajoutent 4 % par enfant supplémentaire. La majoration est au plus égale à 24 % (pour 7 enfants et plus)¹⁴.

• **Dans la Fonction publique**, la pension, jusqu'en 2003, est calculée de la manière suivante :

$$P = w_{ref} \times \min \left[75 \% \times \left[\frac{\min(D_{service}; D_{requis}) + trim\ bonif}{D_{requis}} \right], 80\% \right]$$

Le taux de pension est au plus égal à 75 % mais peut aller jusqu'à 80 % en cas de bonification de pension pour enfants (ou dans certaines conditions pour les militaires).

¹² Quatre catégories d'assurés sont concernées par cette possibilité de liquider ses droits à la retraite à partir de 60 ans au taux plein, indépendamment de la durée validée (DiPorto et Bridenne, 2011) :

- les titulaires d'une pension d'invalidité délivrée par l'Assurance maladie ;
- les bénéficiaires d'une rente d'incapacité permanente ayant un taux d'incapacité permanente supérieur ou égal à 50% et qui sont reconnus inaptes au travail par le médecin-conseil de la caisse d'assurance maladie ;
- les titulaires de l'allocation adultes handicapés (AAH)
- les assurés qui ne bénéficiaient, avant le passage à la retraite, d'aucun dispositif de prise en charge de l'incapacité de travailler et auxquels le médecin-conseil de la caisse d'assurance maladie reconnaît un taux d'inaptitude au travail d'au moins 50%.

¹³ Les cotisations effectivement versées par le salarié sont différentes car le taux réel appliqué est égal au taux contractuel multiplié par un taux d'appel fixé par les gestionnaires des régimes, ce taux d'appel constituant un paramètre d'ajustement financier.

¹⁴ Ces règles sont valables pour les droits obtenus avant 2011. Pour les droits obtenus à partir de 2012, la majoration est de 10 % pour 3 enfants et plus dans les deux régimes.

Le salaire de référence est le traitement indiciaire des 6 derniers mois et n'inclut en particulier pas les primes qui peuvent représenter une fraction importante de la rémunération.

Un dispositif similaire au minimum contributif existe : le minimum garanti. Les logiques ayant présidé à la création de minima dans les deux régimes sont cependant différentes. Le minimum contributif (secteur privé) avait pour objectif de rehausser la pension d'individus à carrières complètes mais à faible salaire de référence¹⁵. Le minimum garanti avait plutôt pour objectif de corriger des durées de service faibles. Il faut noter ici que le minimum contributif ne concerne que la pension de base dans le secteur privé. Par ailleurs, le minimum garanti est servi plein dès 25 ans de service et n'est servi proratisé qu'en dessous.

Il existe une majoration de pension qui s'élève à 10 % pour trois enfants auxquels s'ajoutent 5 % par enfant au-delà du troisième. Toutefois, le montant de la pension majorée ne peut pas dépasser le montant du dernier traitement indiciaire brut pris en compte pour le calcul de la pension. En cas de dépassement, les montants de la pension et de la majoration sont réduits à due proportion.

Il faut noter une différence importante dans les deux régimes sur le mode de validation des durées. En effet, dans la Fonction publique, la durée de services est calculée sur la quotité de travail. Dans le régime général, c'est sur la base du salaire annuel que sont calculés les trimestres validés. Un trimestre est validé dès lors que le salaire reporté au compte est égal à 200 fois le SMIC horaire, quelle que soit la durée travaillée. 4 trimestres peuvent donc être validés dès que la personne a un salaire annuel équivalent à un peu moins de la moitié du SMIC (l'année de la liquidation, le nombre de trimestres est toutefois au plus égal au nombre de trimestres civils écoulés).

1.2.2. Les réformes de retraite depuis 1990

1.2.2.1. La Réforme de 1993 - (dite « réforme Balladur »)

Cette réforme n'a concerné que les salariés du secteur privé et des régimes alignés.

Les principales dispositions étaient les suivantes :

- Hausse de la durée d'assurance requise de 150 à 160 trimestres, à raison d'un trimestre par génération, à partir de la génération 1933 (on atteint 160 trimestres pour les générations nées en 1943 et après).

Le dénominateur du coefficient de proratisation reste en revanche égal à 150 trimestres.

- modification du mode de calcul du salaire de référence (SAM), pour passer des 10 aux 25 meilleures années, à raison d'une année supplémentaire par génération, de la génération 1933 à 1948.

- l'indexation sur les prix des salaires portés au compte et des pensions déjà liquidés, utilisée dans les faits depuis 1987, est désormais inscrite dans la loi.

L'allongement de la période de référence pour le calcul du SAM couplée à l'indexation sur les prix conduisent à une baisse du taux de remplacement à âge de liquidation donné, du moins pour la pension versée par les régimes de base.

1.2.2.2. Réforme de 2003 (dite « réforme Fillon »)

La réforme de 2003 concerne les salariés du public et du privé. Elle aligne progressivement la formule de calcul dans les deux régimes.

¹⁵ Même si dans les faits, le minimum contributif bénéficie à de nombreux individus à carrière courte, qui ont le taux plein au titre de l'âge.

Elle aligne la durée requise pour le taux plein dans la Fonction publique sur celle du régime général (et des régimes alignés) et à partir de 2009, la durée d'assurance requise augmente pour tous les cotisants de ces régimes¹⁶. Elle met en effet en place un mécanisme d'allongement de la durée d'assurance basé sur le principe d'un partage des gains d'espérance de vie à 60 ans entre temps passé à la retraite (1/3) et temps travaillé (2/3).

Elle a aussi pour objectif d'introduire davantage de flexibilité autour de l'âge du taux plein, en modifiant les abattements de pension en cas de départ avant la durée requise et en instaurant une surcote.

Plus spécifiquement :

- la durée intervenant dans le coefficient de proratisation augmente de manière à rejoindre la durée requise¹⁷.

- la loi introduit une décote pour le calcul de la pension dans la Fonction Publique et réduit la décote dans le régime général (de 10 % par annuité manquante pour la génération 1944, on atteint progressivement 5 % pour les générations nées après 1952).

- elle introduit une surcote permettant de majorer la pension de retraite pour les personnes demeurant sur le marché du travail au-delà de la durée requise pour le taux plein. Ainsi, pour les périodes accomplies à compter du 1^{er} janvier 2004, la pension est majorée de 0,75 % par trimestre supplémentaire effectué au-delà de l'âge de 60 ans et de la durée d'assurance « tous régimes » requise pour liquider sa retraite à taux plein. Cette majoration est portée à 1,25 % par trimestre, à partir du 1^{er} janvier 2009.

La formule de calcul dans le régime général **après la montée en charge de la réforme** devient alors :

$$P = w_{ref} \times Taux \times \min \left[\frac{D_{reg}}{D_{requis}}, 1 \right]$$

$$\text{où } Taux = \begin{cases} 50\% & \text{"décote"} \\ -0,625\% \times \text{Max} (0, \text{Min}(D_{requis} - D_{totale}, 4 \times (65 - \text{âge}))) & \\ +0,625\% \times 1_{(\text{âge} > 60)} \times \text{Max} (0, D_{totale} - D_{requis}) & \text{"surcote"} \end{cases}$$

Dans la Fonction publique,

$$P = w_{ref} \times \min \left[75\% \times \left[\frac{\min(D_{service}; D_{requis}) + trim\ bonif}{D_{requis}} \right], 80\% \right] \times (1 - d) \times (1 + s)$$

$$d = 1.25\% \times \text{Max} (0, \text{Min}(D_{requis} - D_{totale}, 4 \times (65 - \text{âge})))$$

$$s = 1.25\% \times 1_{(\text{âge} > \text{age minimal})} \times \text{Max} (0, D_{totale} - D_{requis})$$

- la loi introduit une possibilité de départ anticipé pour carrière longue, c'est-à-dire la possibilité de partir avant 60 ans pour les individus entrés de manière précoce sur le marché du travail, à condition

¹⁶ Les régimes spéciaux hors Fonction Publique (SNCF, RATP, IEG, ...) ne sont concernés par ces dispositifs de réforme qu'à partir de 2008.

¹⁷ Les calendriers des montées en charge des différents paramètres sont disponibles dans l'annexe 1.

de remplir (initialement) les conditions de durée d'assurance et de cotisation suivantes (tableau ci-dessous) :

Début de carrière	Trimestres validés	Dont trimestres cotisés	Age possible de départ
14 ans	168	168	56 ans
15 ans	168	168	57 ans
14 ou 15 ans	168	164 (soit 41 ans)	58 ans
14, 15 ou 16 ans	168	160 (soit 40 ans)	59 ans

Ces conditions d'accès ont par la suite été durcies.

- la loi a créé le régime de Retraite Additionnelle de la Fonction Publique (RAFP), un régime par points dont l'assiette est constituée par l'ensemble des rémunérations de toute nature autres que celles entrant dans l'assiette de calcul de la pension de retraite des fonctionnaires. Ainsi, depuis le 1^{er} janvier 2005, les éléments de rémunération perçus par les fonctionnaires, tels que les primes, certaines indemnités comme l'indemnité de résidence, le supplément familial de traitement et les heures supplémentaires, sont pris en compte par le RAFP dans une limite fixée par le décret concerné.

- dans la fonction publique, les pensions sont désormais indexées sur les prix (comme dans le régime général). Leur revalorisation était auparavant liée à celle du traitement indiciaire des actifs.

- Enfin, les règles des minima de pension ont été modifiées (voir encadré 1.1)

Encadré 1.1

Les minima de pension : minimum contributif et minimum garanti

• Le minimum contributif (régime général)

Le minimum contributif est attribué à toute personne liquidant sa retraite à taux plein.

La réforme de 2003 a modifié le montant du supplément de pension perçu, qui varie désormais selon la nature des trimestres validés. Il est ainsi majoré au titre des périodes ayant donné lieu à des cotisations à la charge de l'assuré, ce qui exclut l'AVPF (Bac, Bridenne et Couhin, 2008). En effet, selon l'article 4 de la loi de 2003, « la Nation se fixe pour objectif d'assurer en 2008 à un salarié ayant travaillé à temps complet et disposant de la durée d'assurance nécessaire pour bénéficier du taux plein un montant total de pension lors de la liquidation au moins égal à 85 % du salaire minimum de croissance net lorsqu'il a cotisé pendant cette durée sur la base du salaire minimum de croissance ».

Le calcul du minimum se fait désormais de la manière suivante :

$$\text{Mincont} = \text{minimum entier non majoré} \times \text{Min} \left(1, \frac{\text{Durée validée au RG}}{\text{Durée de proratisation}} \right) \\ + \text{majoration} \times \text{Min} \left(1, \frac{\text{durée cotisée au RG}}{\text{durée de proratisation}} \right)$$

Le montant majoré a été revalorisé de 3% en 2004, 2006, 2008 afin d'atteindre l'objectif de 85 % du SMIC net, fixé par la loi.

En 2009, une durée de cotisation minimale a été introduite pour bénéficier de la majoration du minimum. Si l'assuré ne totalise pas au moins 120 trimestres, le droit à majoration n'est pas ouvert.

Tableau – Montant du minimum contributif entier non majoré et majoré (montants mensuels, en euros courants)

	Montant non majoré	Evolution annuelle	Montant de la majoration	Evolution annuelle	Montant majoré	Evolution annuelle	Part de la majoration / montant non majoré.
1 ^{er} janvier 2004	542,58		16,28		558,86		3,0 %
1 ^{er} janvier 2005	553,44	2 %	16,60	2 %	570,04	2 %	3,0%
1 ^{er} janvier 2006	563,40	1,8 %	34,31	106,7 %	597,71	4,9 %	6,1%
1 ^{er} janvier 2007	573,54	1,8 %	34,93	1,8 %	608,47	1,8 %	6,1%
1 ^{er} janvier 2008	579,85	1,1 %	53,76	53,9 %	633,61	4,1 %	9,3%
1 ^{er} septembre 2008	584,48	0,8 %	54,20	0,8 %	638,68	0,8 %	9,3%
1 ^{er} avril 2009	590,33	1,0 %	54,74	1,0 %	645,07	1,0 %	9,3%
1 ^{er} avril 2010	595,64	0,9 %	55,23	0,9 %	650,87	0,9 %	9,3%
1 ^{er} avril 2011	608,15	2,1 %	56,39	2,1 %	664,54	2,1 %	9,3%

Source : Chaslot-Robinet, 2011

● Le minimum garanti

Jusqu'en 2003, le minimum garanti entier est acquis au bout de 25 ans de services et servi proratisé entre 15 et 25 ans. 15 ans de services ouvrent droit à une pension minimum égale à 60% du minimum garanti.

La réforme de 2003 a allongé la durée requise pour bénéficier de l'intégralité du minimum garanti de 25 à 40 ans. Au 1^{er} janvier 2013, le taux de liquidation obtenu après 15 années de services correspond à 57,5 % du montant maximum. Il progresse ensuite de 2,5 points par an entre 15 et 30 ans de services et de 0,5 point par année supplémentaire au-delà et jusqu'à quarante années pour atteindre alors 100 %.

Suite à la réforme de 2010 et à la volonté de convergence vers les règles du minimum contributif, le bénéfice du minimum garanti est désormais subordonné à l'accomplissement d'une carrière complète ou le fait d'atteindre l'âge d'annulation de la décote (à compter du 1^{er} janvier 2011). Le calcul est le même que précédemment au-delà de 15 ans de services. En deçà, le minimum garanti est égal à $100\% \times (\text{nombre de trimestres effectifs} / \text{nombre de trimestres requis pour obtenir 75 \% de pension})$.

Le montant du minimum garanti correspond à la valeur de l'indice majoré 227 au 1^{er} janvier 2004 revalorisé depuis cette date dans les mêmes conditions que les pensions, soit un montant de 1132 euros bruts au 1^{er} avril 2012.

Via les modifications du minimum contributif et les règles de départ anticipé, la réforme de 2003 introduit une hiérarchisation entre durées validées et durées cotisées. C'est un changement important, avec des implications différenciées pour les hommes et les femmes. En effet, la part de la durée cotisée dans le total de la durée validée pour les femmes est plus faible que pour les hommes (Bridenne et Couhin, 2012).

1.2.2.3. La réforme de 2010

- la loi augmente l'âge minimal de liquidation de 60 à 62 ans et de l'âge du taux plein de 65 à 67 ans, à raison de 4 mois par an entre la génération 1951 et 1955.

La hausse de l'âge de départ a été accélérée par la loi de financement de la Sécurité sociale pour 2012. Ainsi, l'âge d'ouverture des droits à la retraite pour les individus nés à partir de 1952 est relevé de 5 mois par génération au lieu de 4 comme prévu initialement. Dès 2017, l'âge d'ouverture des droits à la retraite atteindra alors 62 ans pour les personnes nées à partir de 1955.

- Pour les fonctionnaires, le dispositif de départ anticipé pour les parents de trois enfants et plus, qui bénéficiait principalement aux mères, est fermé.

1.2.3. Que sait-on de l'impact des réformes sur les inégalités entre hommes et femmes ?

En dehors de quelques dispositifs (familiaux), qui bénéficient ou ont pu bénéficier spécifiquement aux mères (départ anticipé pour les mères de trois enfants et plus dans la fonction publique, majoration de durée d'assurance, ...), et qui d'ailleurs peuvent depuis le début des années 2000, pour la plupart, bénéficier aussi aux pères, les différences d'impact des réformes paramétriques tiennent uniquement aux différences de carrière. Or, malgré une certaine convergence, les femmes restent plus nombreuses à avoir des carrières heurtées et leurs salaires demeurent, toutes choses égales par ailleurs, plus faibles que ceux des hommes. De ce fait, on peut s'attendre à ce que des réformes qui auraient des impacts différents selon la forme de la carrière auront en moyenne des impacts différents pour les hommes et pour les femmes.

Compte tenu du recul nécessaire pour évaluer les réformes, dont la montée en charge est progressive, on dispose en fait de peu d'évaluations sur données observées. On ajoutera donc à la revue de littérature présentée ici les travaux d'évaluations basés sur des simulations.

1.2.3.1. Evaluation de l'impact des réformes des retraites : les difficultés méthodologiques

L'évaluation de l'effet des réformes présente plusieurs difficultés :

- chaque réforme modifie plusieurs paramètres simultanément ou comporte plusieurs dispositions. Les effets de ces modifications ne sont bien souvent pas indépendants et peuvent jouer dans des directions opposées, de sorte que l'effet global peut être difficile à appréhender.

- la montée en charge des réformes est généralement progressive, les paramètres étant souvent modifiés d'une génération à l'autre. D'une part, les premières générations ne sont que partiellement concernées par une réforme. D'autre part, il faut près de 10 ans pour qu'une génération soit partie à la retraite dans son intégralité. Cela nécessite un recul important pour quantifier l'impact des différents dispositifs. Ceci explique certainement en grande partie le peu de travaux disponibles sur données observées.

- le système de retraite comporte des régimes divers avec des règles et des modifications liées aux réformes différentes.

- Enfin, en particulier dans une comparaison des effets des réformes selon le sexe, davantage que les hommes, les générations de femmes qui se succèdent ne se ressemblent pas. Les résultats issus d'une évaluation de modifications de dispositifs sur les générations qui ont liquidé peuvent être différents d'une évaluation sur les générations futures. Ainsi, les résultats obtenus sur les générations étudiées ne sont ainsi pas forcément généralisables à l'ensemble des retraités et aux retraités futurs.

Dans le cadre d'une comparaison des effets des réformes sur les disparités entre hommes et femmes, on est en général conduit à distinguer deux éléments dans les pensions versées par chaque régime de retraite.

- le premier correspond à ce que l'on appelle le « cœur du système », les règles de calcul, hors dispositifs de solidarité. Ces règles ont été établies en référence à une norme de salarié à carrière continue. La prise en compte de la présence d'enfants, qui peut s'apparenter à un alea de carrière et concerne plus particulièrement les carrières des femmes s'est construite plus tard, à partir des années 1970. Le système, par construction, assure donc des retraites plus faibles aux individus s'écartant de cette norme, qui sont principalement les femmes. Les réformes des paramètres de calcul peuvent donc avoir un effet négatif plus marqué pour ces dernières, en raison de leurs caractéristiques de carrière spécifiques.

- le second correspond aux dispositifs de solidarité : périodes assimilées (chômage, maladie, maternité, invalidité...), minima de pensions, droits familiaux. Les femmes sont en particulier les principales bénéficiaires des deux derniers dispositifs, soit en raison de la faiblesse de leurs salaires (minima), soit car elles s'investissent davantage dans la sphère privée (les droits familiaux sont soit réservés aux mères, soit lorsqu'ils ne le sont pas, elles en bénéficient majoritairement).

La tendance générale des réformes est à l'accroissement de la contributivité du système de retraite, c'est-à-dire au renforcement du lien entre carrière (cotisations) et prestations, du moins en ce qui concerne le « cœur du système ». On peut donc penser que les femmes sont plus affectées par les réformes que les hommes, hors dispositifs de solidarité, dès lors qu'elles restent plus éloignées du marché du travail.

1.2.3.2. Les paramètres à prendre en compte

En termes de retraite, deux paramètres sont importants : le niveau de pension et l'âge de départ. Ce sont donc ces deux indicateurs que l'on retiendra dans la comparaison entre hommes et femmes.

Concernant le « cœur du système », les réformes mises en œuvre depuis les années 1990 ont conduit à une hausse de la durée de cotisation nécessaire pour partir avec une pension sans abattement, à une modification du calcul du salaire de référence et à la confirmation de l'indexation sur les prix. Ces réformes comportent aussi des modifications d'autres dispositifs dont bénéficient majoritairement les femmes, comme les minima de pension ou les droits familiaux.

On recense peu de travaux portant explicitement sur la dimension hommes - femmes. D'autres informations sont disponibles dans les différents exercices d'évaluation des réformes sans que le sexe en soit l'axe principal. Si quelques travaux existent néanmoins sur les salariés du secteur privé, ils sont quasi-inexistants pour la Fonction Publique (à l'exception de Walraet, 2009 et Baraton, Beffy et Fougère, 2011). Nous n'évoquerons pas ici les autres types de régimes, dans lesquels les disparités entre hommes et femmes sont aussi importantes. On peut ainsi citer les indépendants, régime pour lequel les inégalités importantes entre hommes et femmes, liées au statut d'aide familial, ont conduit en 2005, à une obligation d'affiliation à l'assurance-vieillesse des conjoints participant régulièrement à l'activité de l'entreprise artisanale, commerciale ou libérale.

En première approche, on sait que les carrières des femmes sont en moyenne plus courtes, plus heurtées et avec des rémunérations moindres que celles des hommes, même si on observe une réduction des écarts depuis les années 1970. On peut alors penser que la hausse de la durée de cotisations requise devrait avoir plus d'impact sur ces dernières et que cela les conduirait soit à retarder leur âge de départ, soit à accepter une baisse de pension à âge de départ inchangé. L'effet de la hausse de la durée est cependant très dépendant de la distribution des durées validées à l'âge de départ. Ainsi, pour les personnes avec des carrières déjà au-delà de la durée requise, la hausse de la durée n'a pas d'effet. Pour les femmes à carrières courtes, ou bien qui partaient à taux plein à un autre titre que la durée (au titre de l'âge ou de l'inaptitude), l'effet de la hausse de la durée transitera uniquement par la hausse du coefficient de proratisation. Les effets aussi bien sur le niveau de la pension que l'âge de départ peuvent en être ainsi atténués.

Il est difficile d'appréhender l'effet de la modification du mode de calcul du SAM de manière théorique. Il peut être plus défavorable aux hommes, ces derniers ayant des carrières plus ascendantes que les femmes. Il peut être plus défavorable aux femmes car elles ont des carrières incomplètes et donc une probabilité plus grande de voir inclure de moins bonnes années si on étend la période de calcul du salaire de référence.

Enfin, l'indexation sur les prix des pensions liquidées, décidée en 1987 et confirmée par la réforme de 1993 a mécaniquement un impact plus important sur les femmes, en raison de leur espérance de vie plus longue. En effet, l'indexation sur les prix des pensions liquidées dans un contexte de croissance économique aboutit à une baisse progressive du revenu relatif de chaque retraité au fur et à mesure qu'il vieillit, baisse d'autant plus marquée que le retraité vit longtemps. Notons aussi que l'indexation sur les prix (plutôt que sur les salaires) des salaires portés au compte fait baisser les taux de remplacement, et que les femmes pourraient être pénalisées davantage que les hommes. En effet, plus les années de reports de salaires sont éloignées de l'âge de départ en retraite, plus l'effet du mode de revalorisation est important. Cela peut être particulièrement le cas pour des femmes avec des carrières interrompues.

Les retraites complémentaires en point sont plus contributives que les régimes de base. Ainsi, plus la part de la retraite complémentaire est importante, plus le système de retraite est globalement contributif (et donc moins favorable aux femmes *a priori*).

1.2.3.3. Une réforme de 1993 un peu plus défavorable pour les femmes, mais dont l'impact est très atténué par le minimum contributif pour les générations parties à la retraite

La réforme de 1993 s'appliquant uniquement aux salariés du secteur privé, seuls ces derniers sont étudiés dans les travaux ci-dessous.

- *Les évaluations sur données simulées*

A l'aide du modèle de microsimulation dynamique Destinie, développé par l'Insee, Bardaji, Sédillot et Walraet (2003) montrent que globalement, la réforme de 1993 semble avoir davantage affecté les niveaux de pension des femmes que ceux des hommes¹⁸. Les liquidantes de la génération 1955-1964 auraient obtenu une pension de droit direct supérieure de 14 % si la réforme de 1993 n'avait pas eu lieu. L'écart serait de 10 % pour les hommes de cette génération. Pour le dernier groupe de générations considérées, les générations 1965-1974, les écarts seraient respectivement de 15 % et de 11 % (tableau 3).

Tableau 1.2 – Evolution de la pension moyenne à la liquidation dans l'hypothèse d'un retour aux règles d'avant 1993 (en écart au scenario de référence : législation de 1993)

Génération	Ensemble	Hommes	Femmes
1940-1944	5 %	4 %	7 %
1945-1954	10 %	9 %	12 %
1955-1964	11 %	10 %	14 %
1965-1974	13 %	11 %	15 %

Source : modèle de microsimulation Destinie de l'Insee, extrait de Bardaji, Sédillot et Walraet (2003)

Bonnet, Buffeteau et Godefroy (2006a), dans un article axé sur les disparités entre hommes et femmes, aboutissent à des conclusions similaires (tableau 4).

¹⁸ Cet impact différencié de la réforme de 1993 selon le sexe a été aussi abordé par Tourne (1996), qui a étudié les générations 1934 et 1935.

Tableau 1.3– Impact de la réforme de 1993 sur la pension de base et sur la pension de droit direct⁽¹⁾, salariés du secteur privé (situation après réforme de 1993)

Génération	Pension de base hors minimum contributif		Pension de base y compris minimum contributif		Pension de droit direct	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
1940-1944	-9%	-11%	-9%	-7%	- 5%	-6%
1945-1954	-13%	-18%	-13%	-14%	- 8%	- 10%
1955-1964	-15%	-19%	-15%	-16%	- 9%	- 12%
1965-1974	-16%	-20%	-15%	-19%	- 9%	- 13%

Source : modèle de microsimulation Destinie, INSEE

(1) la pension de droit direct comprend la pension de base, y compris le minimum contributif, et les pensions complémentaires.

Un des intérêts du travail de Bonnet, Buffeteau et Godefroy (2006a) est de mettre en évidence que l'appréciation des effets de la réforme peut varier suivant le type de pension que l'on étudie. Ainsi, pour l'ensemble des générations, l'impact de la réforme de 1993 est plus important si on considère la pension de base hors minimum contributif (pour les générations 1945-1954, -13 % pour les hommes et -18 % pour les femmes) que si on en tient compte (respectivement -13 % et -14 %). L'écart de l'effet de la réforme est réduit (et même s'inverse pour la génération la plus récente, 1940-44), lorsqu'on tient compte du minimum contributif. En effet, destiné à rehausser les basses pensions, il atténue l'impact négatif de la réforme pour de nombreuses femmes. De moins en moins de femmes sont cependant concernées par le dispositif au fil des générations, en raison de l'amélioration de leurs carrières et de l'hypothèse d'indexation du minimum contributif sur les prix en projection, qui conduit à un affaiblissement tendanciel de ce dispositif. C'est ce qui explique que l'écart demeure quasiment le même avec et sans la prise en compte du minimum pour la dernière génération considérée pour laquelle, dans cette projection, une part très réduite de femmes percevrait le minimum. Les hommes sont moins concernés par le minimum contributif, quelle que soit la génération.

Ces évaluations de l'effet de la réforme sur la pension de base du régime général sont proches qualitativement des résultats de Debrand et Privat (2006), qui s'appuient sur un autre modèle de microsimulation, Artemis, centré sur les pensions de base des salariés du secteur privé. En termes d'ampleur, l'effet différencié de la réforme selon le sexe est cependant moindre dans ces derniers travaux, mais il s'explique en particulier par des hypothèses de comportement de départ à la retraite différentes.

L'ensemble des travaux s'accordent sur le fait que l'impact plus important de la réforme de 1993 sur les femmes par rapport aux hommes résulte de l'allongement des 10 aux 25 meilleures années pour le calcul du salaire annuel moyen de référence.

Si on considère l'âge de liquidation, la réforme de 1993 conduirait les hommes à repousser davantage leur départ que les femmes (Bonnet, Buffeteau et Godefroy, 2006a). Les hommes des générations 1965-1974 partiront 0,7 ans plus tard et les femmes 0,5 ans plus tard, par rapport à la situation sans réforme. Les femmes sont moins nombreuses à reculer leur départ en retraite par rapport à une situation sans réforme, car elles sont plus nombreuses à partir à 65 ans pour bénéficier du taux plein. L'écart entre hommes et femmes en termes d'âge de départ en retraite se réduirait donc légèrement du fait de la réforme de 1993. Pour Debrand et Privat (2006), la réforme conduirait à un report similaire de l'âge de départ pour les hommes et les femmes.

- *Les évaluations sur données observées*

Les travaux plus récents sur données observées confirment cette nécessité d’appréhender les dispositifs dans leur ensemble afin d’apprécier l’effet des réformes selon le sexe.

Bridenne et Brossard (2008) recalculent la pension qu’auraient eue les retraités du régime général qui ont liquidé leur pension entre le 1^{er} Janvier 1994 et fin 2003 si la réforme de 1993 n’avait pas été mise en œuvre¹⁹. Il faut noter ici que les différentes générations considérées ne sont pas concernées dans leur intégralité. Ainsi, les générations avant 1934 sont entièrement parties à la retraite mais elles sont peu touchées par la réforme. Les générations 1934 – 1938, davantage concernées par la réforme sont pratiquement toutes parties sur la période 1994-2003; pour les générations 1938 et suivantes, pour lesquelles la réforme continue de monter en charge, l’analyse reste partielle.

La réforme de 1993 a entraîné une baisse de pension pour 70,9 % des hommes étudiés et 42,6 % des femmes. De nombreuses femmes ont en effet une pension portée au minimum contributif, ce qui neutralise l’effet de la réforme²⁰. Parmi les personnes dont la pension est plus faible suite à la réforme de 1993, l’écart est plus important pour les femmes (- 10,7 %) que pour les hommes (- 9,7 %). En effet, les paramètres de calcul de la pension (salaire de référence et taux de liquidation) ont davantage été affectés à la baisse pour les femmes.

Au final, si on combine une part de femmes touchées par la réforme moindre que pour les hommes avec une baisse plus forte de leur pension quand elles sont touchées, les auteurs concluent que la réforme de 1993 a conduit à une baisse de la pension moyenne plus importante pour les hommes (- 6,9 %) que pour les femmes (- 4,6 %) pour les retraités considérés.

L’effet de la réforme monte en charge au fil des générations mais les écarts d’impact entre hommes et femmes demeurent assez proches²¹.

Parmi les paramètres modifiés par la réforme, les auteurs soulignent l’effet prépondérant de la modification du calcul du SAM. Ainsi, pour la génération 1938 (SAM calculé sur 15 ans suite à la réforme au lieu de 10 ans), la diminution moyenne du SAM s’élève à 10 % pour les hommes et à 13 % pour les femmes. Le nombre de salaires annuels retenus dans le calcul du SAM augmente pour 80 % des hommes et 75 % des femmes.

La modification de la durée entrant dans le calcul du taux de liquidation joue faiblement. Pour la génération 1938 par exemple, seuls 3 % des retraités connaissent une diminution de leur taux de liquidation lié à la mise en place de la réforme. Les auteurs soulignent cependant que la baisse du taux de liquidation devrait être plus fréquente pour les générations à venir du fait de la hausse du nombre de trimestres requis pour le taux plein mais aussi de l’augmentation continue de l’âge de première validation (Rapoport, 2012). Par ailleurs, la simulation sur données observées intègre les modifications de comportement, et les éventuels reports de l’âge de départ pour atteindre le taux

¹⁹ En travaillant sur données observées, on inclut les modifications de comportement, c’est-à-dire en particulier les reports éventuels de l’âge de départ en retraite qu’ont pu effectuer les individus pour atteindre le taux plein.

²⁰ Ainsi, pour la génération 1938, 77,4 % des hommes et 46,4 % des femmes ont une pension inférieure suite à la réforme. Pour 52,9 % des femmes et 21 % des hommes, la pension est identique avec ou sans la réforme grâce au minimum contributif.

²¹ Pour la génération 1938, la baisse de pension liée à la réforme pour les hommes concernés (resp. femmes) est de 10,0 % (resp. 11,9 %) ; pour l’ensemble des hommes (resp. femmes), elle est de 7,8 % (resp. 5,5 %). Pour la génération 1943, la baisse de pension liée à la réforme pour les hommes concernés (resp. femmes) est de 16,5 % (resp. 17,9 %) ; pour l’ensemble des hommes (resp. femmes) de 14 % (resp. 11,3 %).

plein (on travaille sur des données observées). Enfin, dans l'ensemble des retraités étudiés, 31 % des hommes et 56 % des femmes ont acquis le taux plein à un autre titre que la durée.

Avec une méthodologie un peu différente, consistant non pas à évaluer l'effet de chaque réforme mais à établir des scénarios en fonction des paramètres modifiés (durée de cotisation, mode de calcul du salaire de référence), Duc et Lerméchin (2010 et 2013) confirment le rôle joué par la modification du mode de calcul du SAM dans les évolutions des niveaux de pension. Ils mettent aussi en évidence le rôle protecteur du minimum contributif pour les femmes : « Ainsi, [si] les femmes [de la génération 1938], plus souvent au minimum contributif, voient leur pension mensuelle moins diminuer par rapport à celles des hommes du fait de ce minimum de pension ».

Concernant le report de l'âge de la retraite liée à l'allongement de la durée d'assurance, Bozio (2009, 2011) estime que pour les individus concernés par la réforme (ceux ayant une durée d'assurance à 60 ans les conduisant à un arbitrage réel entre âge de départ et niveau de pension²²), l'élasticité de l'offre de travail (par trimestre supplémentaire du fait de la réforme) est de 0,8 trimestres pour les hommes et de 0,4 trimestres pour les femmes, soit un décalage d'un peu moins de 2,5 mois pour un trimestre pour les hommes et un peu plus d'un mois pour un trimestre pour les femmes.

L'écart entre hommes et femmes est moindre chez Aubert (2010), qui indique que pour les personnes encore en emploi à l'âge de 60 ans, le nombre de trimestres validés après cet âge aurait une élasticité au nombre de trimestres manquants pour le taux plein du fait de la réforme qui serait en moyenne de 0,7 pour les hommes et de 0,6 pour les femmes. Ces résultats sont très proches de ceux établis par Bozio (2009) pour les hommes ; ils sont en revanche plus élevés en ce qui concerne les femmes, la différence s'expliquant d'après l'auteur par une meilleure mesure du nombre de trimestres validés après 60 ans.

Ces résultats doivent être considérés en gardant à l'esprit l'avertissement de Bozio (2011) : « Cette mesure de l'élasticité de l'offre de travail à la durée d'assurance requise pour atteindre le taux plein ne doit pas faire l'objet de généralisation abusive : seule une petite minorité de salariés ont réellement été touchés par l'augmentation de la durée d'assurance instaurée par la réforme. De plus ils ne sont pas forcément représentatifs de l'ensemble des retraités, et a fortiori des futurs retraités ».

1.2.3.4. Un effet de la réforme de 2003 incertain sur les écarts de pension entre hommes et femmes

La réforme de 2003 a concerné aussi bien les salariés du privé que ceux du public. Peu de travaux ont évalué à ce jour la réforme de 2003, en particulier sous l'angle des écarts entre hommes et femmes. On appréhende donc ici qualitativement les effets des modifications des différents dispositifs, en se reportant aux travaux disponibles quand ils existent.

- la hausse de la durée d'assurance et l'instauration d'une décote dans la fonction publique pourrait être plus pénalisante pour les femmes. En effet, sur le flux des nouveaux pensionnés de 2008, vivants au 31 décembre, dans la Fonction publique d'Etat, plus d'hommes que de femmes liquident leur retraite avec une décote, mais les femmes ont un nombre moyen de trimestres de décote plus important (Drees, 2013).

- on peut penser que la réduction du taux de décote de 10 % à 5 % dans le régime général est plus favorable aux femmes, ces dernières partant davantage à taux réduit (Drees, 2013)²³.

²² En effet, ne sont concernés par la réforme que les individus ayant entre 131 et 160 trimestres de cotisation à 60 ans.

²³ A âge de départ inchangé, la baisse du taux de décote est favorable en termes de montant de pension. Cette baisse du taux de décote peut aussi conduire certaines femmes à une anticipation de leur âge de départ en

- l'alignement du coefficient de proratisation sur la durée d'assurance cible de 150 à 160 trimestres pénalise davantage les femmes, car elles partent plus souvent avec le taux plein au bénéfice de l'âge que les hommes. Mais l'impact est aussi important pour les polypensionnés, qui sont davantage des hommes. C'est ce que qui est mis en évidence par Privat et Vanlierde (2006). L'effet de la hausse de la proratisation sur la pension moyenne apparaît au total plus important pour l'ensemble des hommes, les polypensionnés hommes ayant des pensions plus élevées. Les femmes à carrières courtes, qui partent au taux plein au titre de l'âge et sont directement touchées par la réforme, ont des pensions plus faibles que la moyenne des femmes, rendant l'impact de la hausse du coefficient de proratisation moins visible.

Les travaux récents de Bridenne et Couhin (2012) permettent d'avoir des éléments chiffrés sur les effets de trois autres dispositifs de la réforme de 2003 du point de vue du sexe :

- En raison de leur durée d'assurance plus longue (durée validée et durée cotisée), les hommes sont davantage bénéficiaires du dispositif des retraites anticipées pour carrières longues (79 % d'hommes dans les départs en retraite anticipée sur la période 2004-2010).

- Les hommes bénéficient actuellement davantage du dispositif de la surcote, même si la répartition dans ce dispositif est plus équilibré (55 % en 2010, alors qu'ils représentent la moitié des départs en retraite).

- La modification de la règle de calcul du minimum contributif (introduction d'une distinction entre trimestres cotisés et trimestres non cotisés et majoration du minimum pour les trimestres cotisés) a été faite au bénéfice des hommes. Ainsi, « la proportion d'assurés qui bénéficient de la majoration du minimum contributif évolue entre 2004 et 2010 en fonction de la législation : l'introduction de la condition de durée d'assurance cotisée entraîne une baisse importante du nombre de bénéficiaires. Jusqu'en 2008, l'intégralité des retraités ayant le minimum contributif perçoit la majoration. En 2009, la part des assurés bénéficiaires du minimum de pension ne recevant pas la majoration est de 40 % et de plus de 50 % à partir de 2010. La différence d'incidence entre les hommes et les femmes quant à l'introduction d'une condition de durée cotisée est manifeste : parmi les nouveaux retraités de 2010, 36 % des hommes ne perçoivent plus la majoration contre 62 % des femmes ».

A notre connaissance, il n'existe pas d'évaluation globale de la réforme de 2003 à l'exception de Bonnet, Buffeteau et Godefroy (2006a) qui concluent à un impact différencié moindre de la réforme de 2003 sur les hommes et les femmes que la réforme de 1993. Dans leur évaluation, Debrand et Privat (2006) ne prennent pas en compte les modifications liées à la décote et à la surcote, conduisant à des effets de la réforme très différents de ceux de l'étude précédente, même si l'écart entre hommes et femmes est très proche.

En ce qui concerne l'âge de liquidation, les hommes auraient légèrement décalé leur âge de départ en retraite, sous l'effet de la hausse de la durée requise et de la surcote, tandis que l'âge serait resté stable pour les femmes. En effet, une partie d'entre elles serait partie plus tôt pour profiter de la diminution de la décote (Bonnet, Buffeteau, Godefroy, 2007).

Aubert, Duc et Ducoudré (2010) évaluent l'évolution de l'âge de départ en retraite suite aux deux réformes de 1933 et de 2003. Ils indiquent « qu'à l'horizon 2030 (pour les générations nées à partir des années 1970), l'allongement de la durée requise pour le taux plein résultant des réformes de 1993 et 2003 aurait eu, en l'absence de réformes supplémentaires, pour effet de décaler l'âge moyen de départ à la retraite de 12 mois pour les hommes (1 an) et de 5 mois pour les femmes (0,4 an). »

retraite puisqu'elles perdent moins en partant plus tôt. Le montant de pension pourrait alors être inchangé ou plus faible, associé à un âge de départ plus précoce.

1.2.3.5. Réforme de 2010 : encore trop peu de recul pour évaluer les conséquences

La réforme de 2010 est trop récente pour disposer d'évaluations ex-post et les évaluations ex-ante sont peu nombreuses. A l'horizon 2020, d'après Beurnier, Couhin et Grave (2011), la réforme de 2010 aurait pour effet de relever l'âge moyen de départ à la retraite au régime général d'environ 1,2 an pour les hommes comme pour les femmes.

1.2.3.6. Effets de l'ensemble des réformes menées depuis 1993

Très récemment, en 2014, le secrétariat général du COR a demandé à l'INSEE de simuler les effets des réformes successives intervenues depuis 1993 sur les écarts de pension et d'âge de départ à la retraite entre les femmes et les hommes, pour les générations nées entre 1935 et 1965. Les simulations sont menées à l'aide du modèle Destinie, avec l'hypothèse que les individus liquident leur retraite lorsqu'ils peuvent bénéficier du taux plein. Le COR (2014) résume ainsi ces travaux, non publics : « Il ressort que les effets des réformes sont peu différenciés par sexe. S'agissant des montants de pension, chacune des réformes aurait plutôt désavantagé en moyenne les femmes par rapport aux hommes. Cependant, les effets cumulés des réformes sur le ratio entre la pension moyenne des femmes et celle des hommes restent minimales : ils ne l'abaisseraient que de 2 points au maximum pour les générations les plus récentes, ce qui est faible par rapport à la progression du ratio au fil des générations. S'agissant de l'âge moyen de départ à la retraite, les différentes réformes jouent en sens contraire et les effets différenciés par sexe de l'ensemble des réformes ne dépasseraient pas 0,2 à 0,3 an, ce qui est faible par rapport au relèvement global de l'âge moyen de départ à la retraite induit par les réformes (plus de 2 ans) ».

1.3. L'intérêt d'une approche tous régimes

De nombreux retraités sont polypensionnés, au sens où ils perçoivent au moins deux pensions en provenance d'un régime de base. Ainsi, parmi les retraités de droit direct en 2008 (Andrieux et Chantel, 2011), 44 % des hommes et 27 % des femmes sont polypensionnés.

Si on considère le champ des bénéficiaires d'un droit direct dans la fonction publique, plus de 8 hommes sur 10 et 55 % des femmes à la CNRACL sont polypensionnés (tableau 1.4). C'est le cas de 44 % des hommes et de 29 % des femmes dans la fonction publique d'Etat. Cette part augmente si on raisonne sur la population de retraités âgés de 60 ans et plus car des individus retraités de la Cnracl peuvent ne pas encore avoir liquidé leurs droits dans d'autres régimes dont l'âge légal est 60 ans, tel le régime général (Bridenne, 2013).

Tableau 1.4 - Part de polypensionnés, au SRE et la Cnracl

Champ	CNRACL		SRE	
	H	F	H	F
Bénéficiaire d'un droit direct du régime	83.0	55.0	44.3	28.6
Bénéficiaire d'un droit direct du régime et âgés d'au moins 60 ans en 2008	87.2	68.8	49.2	32.2

Champ : retraités de droit direct, au 31 décembre 2008

Source : EIR 2008

Si la part des pensions hors fonctions publiques dans la pension totale est plus forte (ou plus faible) pour les hommes que pour les femmes, une comparaison basée uniquement sur la pension versée par le régime d'affiliation pourrait conduire à un écart entre hommes et femmes non représentatif

des écarts réels. C'est ce que l'on constate quand on adopte une approche tous régimes, en s'appuyant sur l'Echantillon Interrégimes des retraités (encadré 1.2). L'EIR permet de tenir compte de l'ensemble des pensions reçues par un individu. Si on considère les bénéficiaires d'un droit direct à la CNRACL, on observe que l'écart moyen entre hommes et femmes de la pension versée par la CNRACL est de 12 % mais de 20 % si on considère la pension totale (tableau 1.5).

Tableau 1.5 - Pension moyenne selon la catégorie mono - polypensionné et par sexe

Affiliation		Mono			Poly			Ensemble		
		H	F	F/H	H	F	F/H	H	F	F/H
CNRACL	Pension CNRACL	1761	1350	77%	1289	1125	87%	1350	1196	89%
	Pension Totale	1778	1353	76%	1644	1346	82%	1661	1348	81%
SRE	Pension SRE	2444	1962	80%	1806	1409	78%	2130	1784	84%
	Pension Totale	2454	1965	80%	2173	1613	74%	2316	1852	80%

Champ : retraités de droit direct, au 31 décembre 2008, âgés de 60 ans au moins au 31 décembre 2008

Source : EIR 2008

Au SRE, l'écart est respectivement de 16 % si on considère uniquement la pension Fonction publique et de 19 % si on considère l'ensemble de la pension.

Une approche sur un seul régime par rapport à une approche tous régimes donne une vision sensiblement minorée des écarts, en particulier dans le bas de la distribution. On observe surtout ce phénomène pour la Cnracl. Ainsi, si l'écart dans le bas de la distribution des pensions versées par la Cnracl est de l'ordre de 10 % entre hommes et femmes (tableau 1.6a), il est de près de 25 % quand on considère la pension totale (tableau 1.6b).

Tableau 1.6a – Eléments de la distribution des pensions selon le régime d'affiliation et le sexe

	Cnracl			SRE		
	H	F	Ratio	H	F	Ratio
D1	838	765	91%	1131	950	84%
Q1	1033	930	90%	1489	1234	83%
Médiane	1240	1067	86%	2032	1797	88%
Q3	1571	1356	86%	2609	2199	84%
D9	1991	1840	92%	3160	2628	83%
Moyenne	1350	1196	89%	2130	1784	84%

Champ : retraités de droit direct, au 31 décembre 2008 et âgés d'au moins 60 ans en 2008

Source : EIR 2008

Tableau 1.6b – Eléments de la distribution des pensions totales selon le régime d'affiliation et le sexe

	Cnracl			SRE		
	H	F	Ratio	H	F	Ratio
D1	1235	932	75%	1402	1082	77%
Q1	1372	1080	79%	1714	1368	80%
Médiane	1557	1258	81%	2173	1831	84%
Q3	1827	1513	83%	2730	2227	82%
D9	2209	1924	87%	3291	2656	81%
Moyenne	1661	1348	81%	2316	1852	80%

Champ : retraités de droit direct, au 31 décembre 2008 et âgés d'au moins 60 ans en 2008

Source : EIR 2008

Encadré 1.2.
L'Echantillon Interrégimes des retraités²⁴

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. 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.

L'EIR est collecté tous les 4 ans par la Drees depuis 1988. Le dernier EIR disponible a été collecté en 2009 et porte sur les pensions versées en 2008. Les données de l'EIR 2012 ne sont pas encore disponibles.

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.

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

On notera que l'EIR ne permet pas de distinguer la fonction publique hospitalière et la fonction publique territoriale.

²⁴ 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>

Chapitre 2. De forts écarts de pension entre les hommes et les femmes, plus réduits dans la Fonction publique qu'au régime général

2.1. 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. Nous commencerons par les écarts moyens et aux principaux déciles, avant d'examiner les différences selon le sexe dans toute la distribution des retraites par régime. 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. Le rôle du minimum contributif (régime général) et du minimum garanti (fonction publique) dans le resserrement des écarts sera ensuite abordé. Enfin, nous compléterons la description des différences des niveaux des pensions par celle des âges de départ en retraite.

2.2 Données et catégories de régimes de retraite retenues pour l'étude

L'analyse statistique est menée dans ce rapport à partir d'une source de données uniques, l'Echantillon Interrégimes des retraités (EIR) pour 2008 (cf. encadré 1.2). 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 (251 891 individus, représentatifs de l'ensemble des retraités) 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 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, autres²⁵. On se démarque ici des règles retenues dans le tableau 1.1 du chapitre 1, dans lequel les polypensionnés sont classés selon leur régime principal d'affiliation, c'est-à-dire le régime de base pour lequel le nombre de trimestres validés est le plus élevé, afin d'avoir des groupes plus importants pour les polypensionnés de la fonction publique qui permettent une analyse statistique. Les catégories retenues (Mono et poly, SRE, RG et CNRACL) couvrent 83,6 % des hommes et 91,1 % des femmes retraités en 2008.

Dans la suite des analyses, nous ne retiendrons pas la FP militaire car le nombre de retraitées femmes dans ce régime est infime.

On constate des différences sensibles de la structure des catégories selon le sexe (tableau 2.1). Les femmes sont plus nombreuses à être monopensionnées, que ce soit au RG (55,3% de l'ensemble des

²⁵ 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.

femmes retraitées contre 42,8% des 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 » (29,2% contre 18,6%).

Tableau 2.1 - Répartition des retraités de droit direct selon la catégorie mono-poly et le type de régime d'affiliation

	H	F
Mono RG	42.8%	55.3%
Mono SRE	4.7%	7.1%
Mono FP militaire	2.8%	0.2%
Mono Cnracl	0.6%	3.3%
Mono Autre	8.8%	7.8%
Poly FP militaire	1.9%	0.0%
Poly SRE	3.6%	2.8%
Poly Cnracl	2.7%	4.0%
Poly RG	29.2%	18.6%
Poly Autre	3.0%	1.0%

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

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

Source : EIR 2008

2.3. Comparaisons des niveaux et distributions des pensions des hommes et des femmes

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

Si les hommes ont en moyenne une pension de droit direct plus élevée que celle des femmes, l'écart varie de manière importante selon le régime d'affiliation. La pension moyenne des femmes au régime général représente environ 50 % de celle des hommes (tableau 2.1). Les écarts sont plus faibles dans la Fonction publique, le ratio est de 82 % pour les monopensionnés de la FP civile et de 75 % pour les polypensionnés. A la Cnracl, le ratio est respectivement de 75 % et 83 %.

Au régime général, l'écart entre hommes et femmes se réduit le long de la distribution des pensions (tableau 2.2 et graphique 2.1), puisque pour les monopensionnés, le premier quartile de la pension des femmes est égal à 41 % de celui des hommes, alors que le dernier quartile est égal à 52 %, soit 11 points « gagnés » entre les deux quartiles. On ne retrouve pas cet effet dans la FP civile, dans laquelle l'écart entre hommes et femmes est plutôt un peu plus réduit dans la première moitié de la distribution, ni à la Cnracl, régime dans lequel l'écart est sensiblement le même aux deux quartiles.

Les droits des femmes dans le premier quartile au régime général peuvent apparaître faibles (310 € au régime général pour les monopensionnées), en particulier au regard du montant du minimum contributif (638 euros pour le montant majoré au 1^{er} septembre 2008). Il faut rappeler qu'un certain nombre de femmes peuvent ne pas bénéficier du minimum contributif (si elles n'ont pas liquidé leur retraite au taux plein), qu'elles peuvent en bénéficier mais de manière proratisée et que les pensions complémentaires à ces niveaux-là sont faibles. On rappelle aussi qu'il s'agit ici de droits directs individuels. Une partie des femmes peuvent bénéficier par ailleurs d'un droit dérivé, si elles sont veuves, ou vivre en couple. Ainsi, avoir une petite retraite ne signifie pas un faible niveau de vie (Bonnet et Hourriez, 2012a).

Tableau 2.2 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)

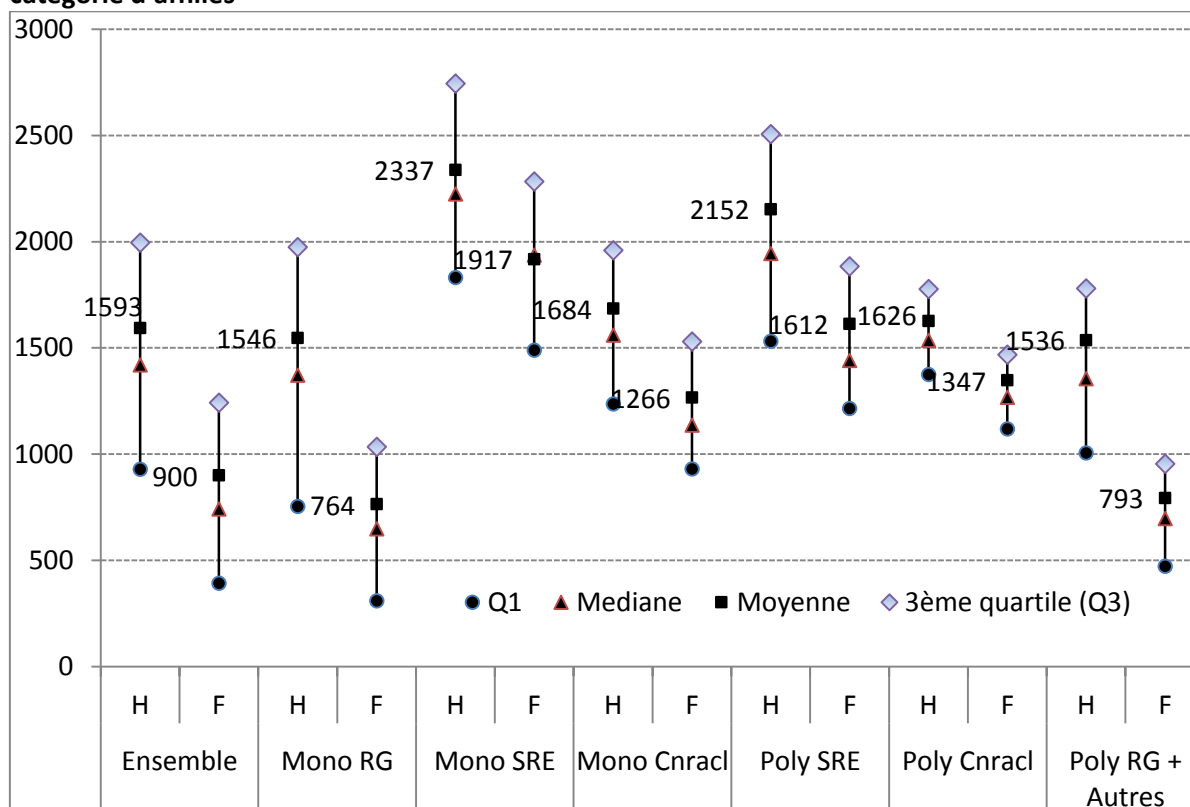
	Mono RG		Mono SRE		Mono Cnracl		Poly SRE		Poly Cnracl		Poly RG + Autres	
	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F
Moyenne	1 546 €	764 €	2 337 €	1 917 €	1 684 €	1 266 €	2 152 €	1 612 €	1 626 €	1 347 €	1 536 €	793 €
Ratio Pf/Ph	49%		82%		75%		75%		83%		52%	
Q1	753 €	310 €	1 831 €	1 489 €	1 235 €	930 €	1 531 €	1 214 €	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

Lecture : au sein des monopensionnés du régime général, les femmes perçoivent 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

Figure 2.1 - Eléments de la distribution des pensions mensuelles de droit direct, en euros, selon la catégorie d'affiliés



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

Lecture : dans l'ensemble des retraités de droit direct en 2008, les femmes perçoivent une pension moyenne de droit direct de 900 euros et les hommes de 1593 euros. Parmi les monopensionnés du service des retraites de l'Etat (SRE), les femmes perçoivent une pension de 1917 euros et les hommes de 2337 euros.

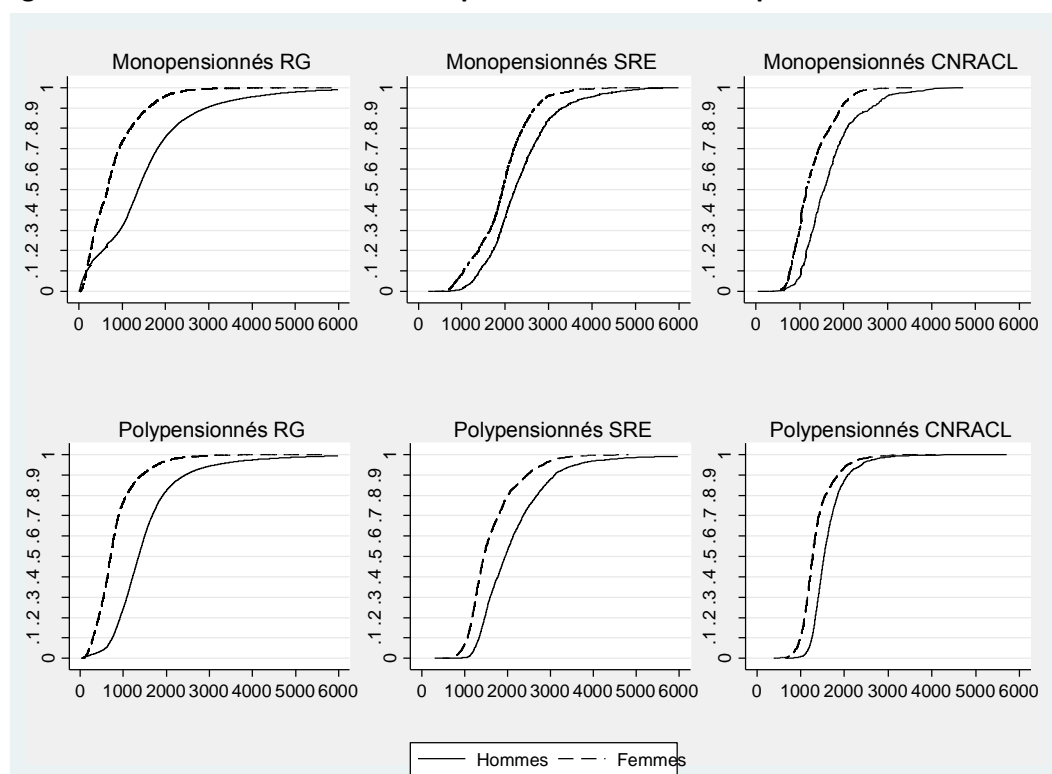
Source : EIR 2008

2.3.2 Distributions des pensions des hommes et des femmes

Pour mieux identifier les différences dans les distributions des pensions des hommes et des femmes, nous procéderons en deux étapes.

Dans un premier temps, nous représentons la distribution cumulée des pensions – exprimées en euros – pour les hommes et pour les femmes (graphique 2.2.). La représentation est faite en agrégeant mono et polypensionnés. Il ressort clairement que la distribution des femmes est toujours décalée à gauche de celle des hommes, signalant une plus forte proportion de petites retraites. Le décalage est beaucoup plus marqué pour le régime général, les courbes pour le SRE sont plus proches et quasi parallèles, proches aussi pour la CNRACL avec une tendance au rétrécissement de l'écart.

Figure 2.2 – Distribution cumulée des pensions de droit direct pour les retraités des trois régimes



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

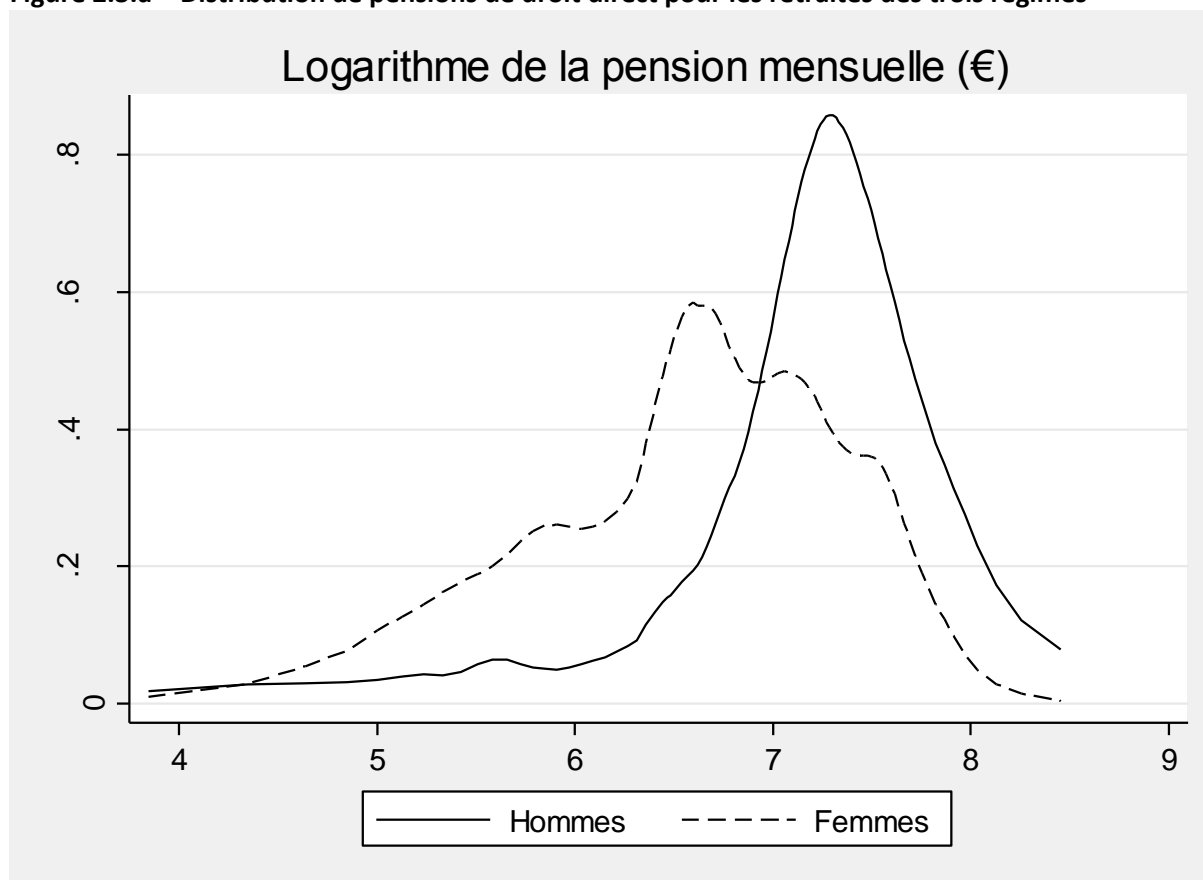
Source : EIR 2008

Dans un second temps, pour mieux représenter ce qui se passe dans les centiles extrêmes, nous passons à une représentation des distributions (non cumulées) des pensions des hommes et des femmes en log (lissage non-paramétrique) (graphiques 2.3.a et 2.3.b).

Le graphique 2.3.a couvre l'ensemble des retraités du champ et montre, comme attendu, le net décalage entre les distributions des hommes et des femmes, celles des femmes se situant à gauche. On voit aussi que la distribution pour les hommes est unimodale et très régulière, alors que celle des femmes présente un mode principal (plus faible que celui des hommes et beaucoup moins net) et deux modes secondaires. En outre, la distribution pour les femmes paraît beaucoup plus dispersée, avec une part importante des faibles pensions.²⁶

²⁶ Un logarithme (népérien) de pension à 6 correspond à une pension mensuelle de 403€ et un logarithme à 7 à une pension mensuelle de 1 096€.

Figure 2.3.a – Distribution de pensions de droit direct pour les retraités des trois régimes



Champ : ensemble des retraités de droit direct

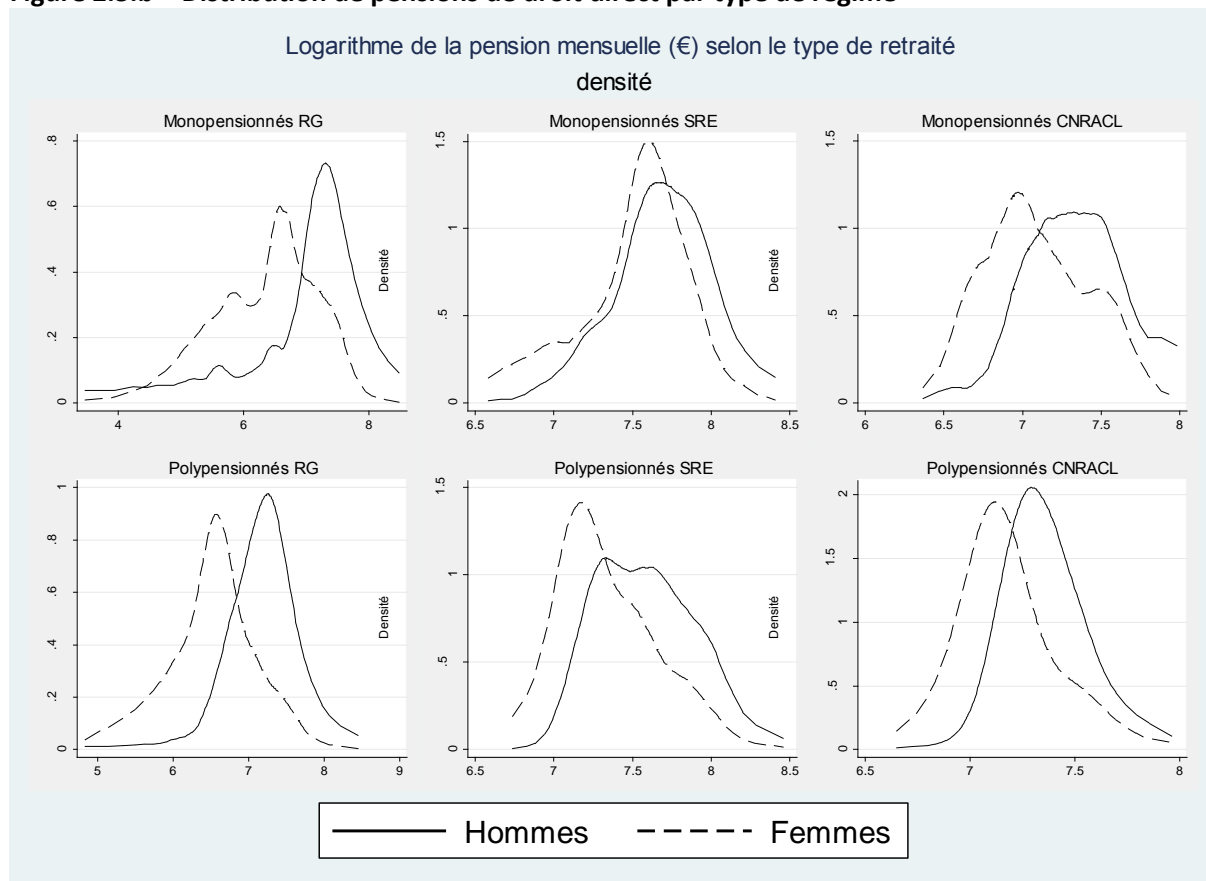
Source : EIR 2008

Le graphique 2.3.b détaille ces distributions pour chacun des six régimes. Si la distribution des femmes se situe toujours à gauche de celle des hommes, marquant des petites pensions plus fréquentes, les configurations ne sont pas tout à fait les mêmes d'un régime l'autre.

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. Toujours dans le régime général, on peut s'étonner que la densité des hommes dans les tout premiers centiles pour ce régime soit supérieure à celle des femmes. Cependant, il n'est pas impossible que cette observation soit largement artificielle : d'une part, parmi les hommes ayant de très faibles pensions, il se peut que certains (plus nombreux que parmi les femmes), soit en fait des polypensionnés dont on n'observe qu'une pension, ou encore des personnes ayant essentiellement travaillé à l'étranger dont on n'observe que la pension perçue en France. D'autre part, ces graphiques sont tracés par définition pour des personnes percevant une pension, ce qui exclue davantage de femmes – celles qui n'ont jamais travaillé – que d'hommes, car ces derniers ont très rarement aucune activité, mais peuvent avoir eu une toute petite carrière suite à des problèmes de santé par exemple. Hommes et femmes présentent une distribution très proche pour les polypensionnés du secteur privé, la distribution étant décalée vers le bas pour les femmes par rapport aux hommes.

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 2.3.b – Distribution de pensions de droit direct par type de régime



Champ : ensemble des retraités de droit direct

Source : EIR 2008

2.4. Rôle des différents éléments de calcul de la pension dans la Fonction publique: salaire, durées et minima de pension

Comme expliqué dans le chapitre 1, le calcul de la pension repose sur deux composantes principales, la durée validée (durées cotisées + les autres périodes) et les salaires perçus. Les écarts dans ces deux éléments sont à la source des disparités de pension entre hommes et femmes. Cependant, cette source des différences dans les retraites est en général minorée par l'octroi de droits non contributifs, dont un des plus importants est le minimum contributif (au régime général) et le minimum garanti (Fonction publique).

2.4.1 Ecart des durées validées et des salaires perçus chez les retraités de la Fonction publique

Des travaux précédents pour le secteur privé ont montré que l'écart des pensions entre les hommes et les femmes provenaient à la fois des écarts de durée travaillée et d'un salaire de référence bien inférieur (Albert et Bac, 2012). A notre connaissance, il n'y a pas eu encore de comparaison de ce

type pour les différents versants de la Fonction publique. On peut isoler assez facilement le rôle des durées validées et du salaire pris en compte pour ces régimes. Rappelons que dans la Fonction publique, la pension est calculée de la manière suivante (cf. chapitre 1)²⁷ :

$$P = w_{ref} \times \min \left[75 \% \times \left[\frac{\min(D_{service}; D_{requisse}) + trim\ bonif}{D_{requisse}} \right], 80\% \right] \times (1-d) \times (1+s)$$

$$d = 1.25\% \times \text{Max} \left(0, \text{Min} \left(D_{requisse} - D_{totale}, 4 \times (65 - \hat{\text{age}}) \right) \right)$$

$$s = 1.25\% \times 1_{(\hat{\text{age}} > \text{age minimal})} \times \text{Max} \left(0, D_{totale} - D_{requisse} \right)$$

d est la décote et *s* la surcote.

Le salaire de référence est le traitement indiciaire des 6 derniers mois et n’inclut en particulier pas les primes qui peuvent représenter une fraction importante de la rémunération. Dans la Fonction Publique, le taux de pension est égal à 75 % mais peut aller jusqu’à un maximum de 80 % en cas de bonification de pension²⁸, en particulier pour enfants²⁹.

L’écart moyen de pension CNRACL entre hommes et femmes de 12 % s’expliquent par une durée validée dans le régime inférieure de 13 trimestres et un indice majoré à la liquidation inférieur d’environ 7% (tableau 2.3). On rappelle ici qu’on ne tient pas compte des primes et que les écarts de rémunération à la liquidation sont donc certainement sous-estimés. Dans le régime de retraite de la Fonction publique civile, les écarts sont moindres sur la durée validée dans le régime (8 trimestres d’écart) mais les écarts d’indice de fin de carrière sont un peu plus forts, de l’ordre de 12 %. Ceci tient certainement aux compositions différentes entre catégories dans les deux régimes. La part de fonctionnaires de catégorie A dans la Fonction publique d’Etat civile est beaucoup plus importante qu’à la CNRACL.

Tableau 2.3 – Eléments constitutifs de la pension Cnracl et SRE, selon le sexe

	Cnracl			SRE		
	H	F	Ratio	H	F	Ratio
Niveau de pension	1358	1196	88 %	2157	1784	83 %
Durée dans le régime (trimestres)	124	111	89 %	148	136	93 %
Indice majoré à la liquidation	416	385	93 %	595	521	88 %

Champ : retraités de droit direct, au 31 décembre 2008 et âgés d’au moins 60 ans en 2008

Source : EIR 2008

²⁷ On se situe avant la réforme de 2010, qui augmente les conditions d’âge.

²⁸ Le régime juridique des bonifications est fixé par deux séries de dispositions :

- l’article L. 12 CPCM (bonification du cinquième du temps de service accompli accordée, dans la limite de 20 trimestres, aux militaires, bénéfiques de campagne dans le cas de services militaires, bonification pour service aérien ou sous-marin commandé, bonification de dépaysement pour services civils rendus hors d’Europe, bonification pour enfant né ou adopté avant 2004 notamment) ;
- des textes particuliers, qui accordent une bonification du cinquième du temps de service accompli à certaines catégories de fonctionnaires exerçant des missions de sécurité (pompiers, policiers notamment), sous certaines conditions (plafonnement à 20 trimestres, dégressivité au-delà d’un certain âge).

Les bonifications de l’article L. 12 permettent d’augmenter de 5 points le pourcentage maximum de liquidation de la pension fixé par l’article L. 13 du CPCM.

²⁹ La bonification de pension pour enfants avant la réforme de 2003 s’élevait à 4 trimestres par enfant.

L'écart des durées validées peut provenir de durées effectivement travaillées ou de bonifications liées aux enfants ou à d'autres motifs. A la CNRACL, l'écart de 13 trimestres sur la durée validée dans le régime se trouve dès la durée de services. Si les femmes bénéficient de davantage de bonifications au titre des enfants (7,8 trimestres en moyenne), qui leur sont spécifiques, les hommes bénéficient de bonifications pour service militaire (6,1 en moyenne) et de bonifications liées au type d'activité exercée, ce qui fait qu'au total les bonifications sont du même ordre de grandeur pour les deux sexes (tableau 2.4.). A la fonction publique d'Etat, l'écart de services accomplis est moindre que l'écart de durée totale validée. Les femmes bénéficient toujours de bonifications de pensions pour enfants (7 trimestres) mais les bonifications perçues par les hommes au titre du service militaire (5,8 trimestres) et liées au type d'activité exercé (8 trimestres) sont supérieures à celles perçues par les femmes et augmentent par conséquent l'écart de durées de services accomplis pris en compte dans le calcul des retraites.

Tableau 2.4 - Décomposition de la durée validée dans les deux régimes

Nombre de trimestres pour ...	CNRACL		SRE	
	H	F	H	F
... services accomplis	113,9	102,2	133,1	126,8
... service militaire	5,4	0,0	6,0	0,0
... bonification pour enfants	0,9	7,8	0,1	7,0
... bonification autre raison	3,4	0,7	8,2	1,9
Durée validée dans le régime	123,6	110,7	147,5	135,7

Champ : retraités de droit direct, au 31 décembre 2008 et âgés d'au moins 60 ans en 2008

Source : EIR 2008

2.4.2 Le rôle égalisateur des minima dans les écarts de pension entre les hommes et les femmes

Le dernier élément important à prendre en compte dans une analyse des différences de retraite entre les hommes et les femmes est le rôle du minimum garanti. On connaît déjà l'importance de son équivalent dans le régime général, où près de la moitié des femmes sont concernées par le minimum contributif. Les règles de ces minima ont été modifiées depuis 2003 et font encore l'objet de réflexions (cf chapitre 1).

En raison de la part importante de polypensionnés, certains individus vont bénéficier du minimum contributif (secteur privé) et du minimum garanti (fonction publique). Ainsi, parmi les femmes mono et poly pensionnés de la CNRACL, 37 % perçoivent le minimum garanti (uniquement), 17 % le minimum garanti et le minimum contributif et 16 % uniquement le minimum contributif. Ce sont ainsi 70 % des femmes de cette catégorie qui sont concernées par la perception d'un minimum³⁰. Bien entendu, si la part de carrière effectuée en dehors de la CNRACL est courte, le minimum perçu sera d'un niveau peu élevé car il est proratisé à la durée passée dans le régime général. En ce qui concerne les hommes, 18 % perçoivent uniquement le minimum garanti, 18 % le minimum des deux régimes et 37 % le minimum contributif. L'apport moyen des minima pour les bénéficiaires du minimum garanti est d'environ 200 euros mensuels pour les femmes et de 170 euros pour les hommes (tableau 2.5.). La part de retraités concernés par les minima est moins importante pour la fonction publique d'Etat (18 % des femmes et 8 % des hommes perçoivent le minimum garanti) mais les montants perçus en cas de bénéfice des minima sont du même ordre (tableau 2.6)

³⁰ Le montant de minimum perçu peut être très faible, de quelques euros par mois. La proportion de bénéficiaires serait inférieure de quelques points de pourcentage si on contraignait le montant accordé au titre du minimum à dépasser un certain seuil.

Tableau 2.5 – Proportion de bénéficiaires de minima parmi les retraités de droit direct de la CNRACL, et montant moyen pour les bénéficiaires

Bénéficiaires et montant moyen	H	F
Uniquement minimum garanti (a)	18 %	37 %
Montant moyen	145 €	182 €
Minimum garanti et minimum contributif (b)	18 %	17 %
Montant moyen des minima dont :	195 €	257 €
Minimum garanti	147 €	180 €
Minimum contributif	48 €	77 €
Au moins du minimum garanti (a+b)	36 %	54 %
Montant moyen	170 €	205 €
Uniquement minimum contributif	37 %	16 %
Montant moyen	45 €	48 €

Champ : retraités de droit direct, au 31 décembre 2008

Source : EIR 2008

Tableau 2.6 – Proportion de bénéficiaires de minima parmi les retraités de droit direct au SRE, et montant moyen

Bénéficiaires et montant moyen	H	F
Uniquement minimum garanti (a)	5 %	13 %
Montant moyen	146 €	175 €
Minimum garanti et minimum contributif (b)	3 %	5 %
Montant moyen des minima dont :	195 €	257 €
Minimum garanti	147 €	187 €
Minimum contributif	48 €	70 €
Au moins le minimum garanti (a+b)	8 %	18 %
Montant moyen	165 €	197 €
Uniquement minimum contributif	24 %	14 %
Montant moyen	39 €	39 €

Champ : retraités de droit direct, au 31 décembre 2008

Source : EIR 2008

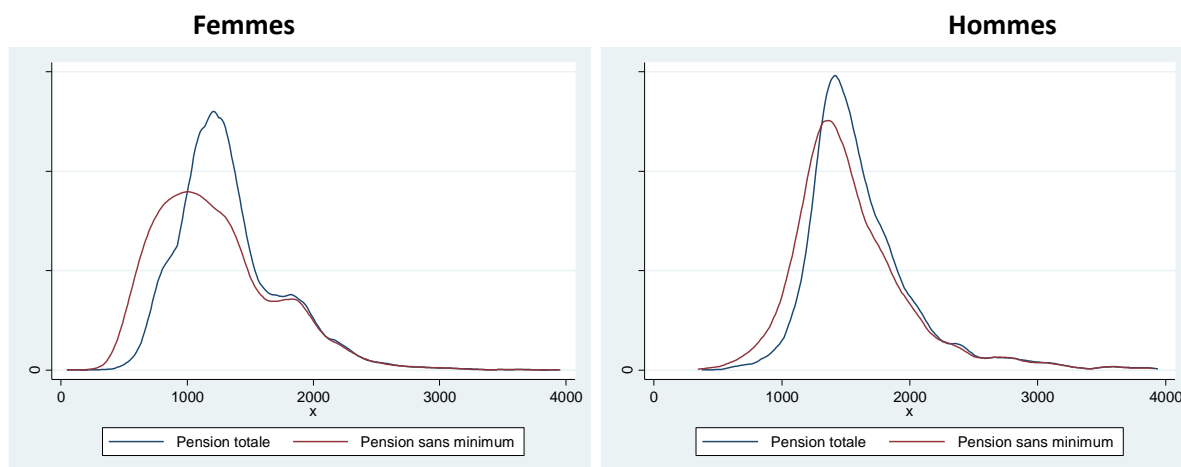
Les retraités du régime général voient leur pension aussi souvent portée au minimum que ceux de la CNRACL, puisque 33 % des hommes et 57 % des femmes mono ou poly du régime général sont concernés, mais les montants apportés par le minimum contributif sont très inférieurs. Ainsi, les femmes bénéficiaires perçoivent une majoration au titre du minimum de 116 euros et les hommes bénéficiaires 53 euros.

Ces faibles montants s'expliquent d'une part par le mécanisme du minimum, différent dans les deux régimes. En effet, le minimum contributif est proratisé sur l'ensemble de la carrière, alors que jusqu'en 2003, le minimum garanti était servi entier dès 25 ans de services et à 60 % dès 15 ans de services. Au régime général, le minimum contributif est servi pour ces deux durées respectivement à $(25/40=62,5\%)$ et à $(15/40 = 37,5\%)$.

Ces montants plus faibles s'expliquent aussi par le fait que la part de carrières courtes est plus importante au RG, en particulier en raison de la règle d'ouverture des droits à pension à la CNRACL ou au SRE uniquement pour une durée de services supérieure à 15 ans. Par ailleurs, une partie des individus bénéficient du taux plein au titre de l'âge (65 ans avant la réforme de 2010) ou au titre de l'inaptitude ou de l'invalidité.

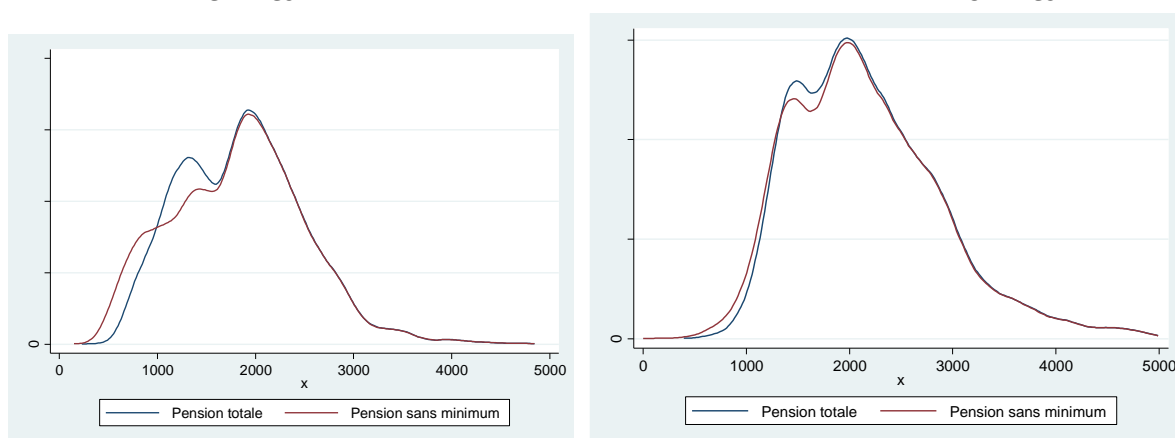
La combinaison d'une part plus importante de femmes bénéficiaires et d'un montant moyen un plus élevé de la majoration quand elle est perçue conduit à un rôle plus important de ce dispositif pour les femmes dans la fonction publique. Une manière de le mettre en évidence consiste à comparer les distributions de pensions avec et sans le minimum. La prise en compte de ce dernier conduit à resserrer les distributions des hommes et des femmes et à les décaler toutes les deux vers la droite (surtout les femmes), vers des montants de pension plus élevés.

Figure 2.4. – Distribution des pensions des hommes et des femmes, avec et sans minima, à la CNRACL



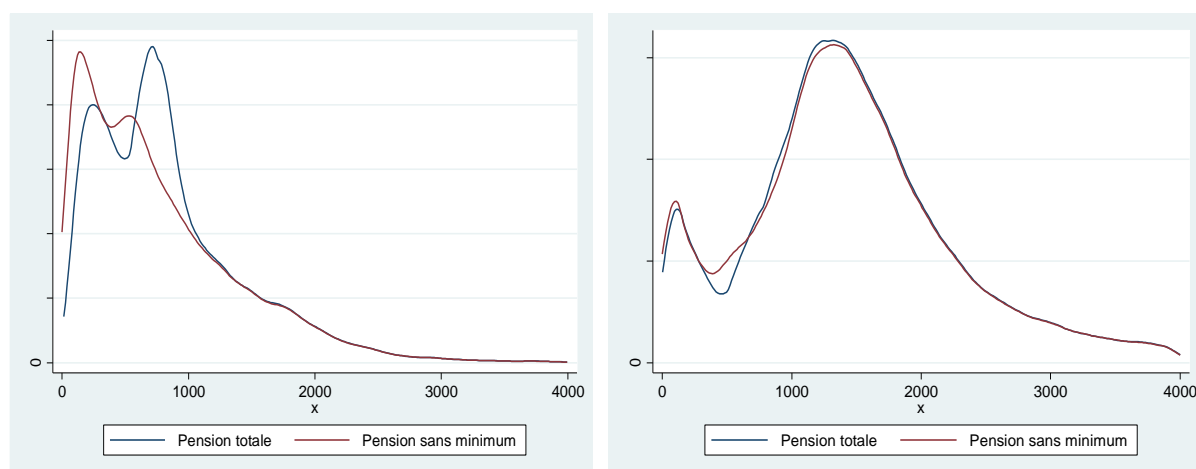
Champ : retraités de droit direct, au 31 décembre 2008, CNRACL
 Source : EIR 2008

Figure 2.5 – Distribution des pensions des hommes et des femmes, avec et sans minima, au SRE



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

Figure 2.6 – Distribution des pensions des hommes et des femmes avec et sans minima, au RG



Champ : retraités de droit direct, au 31 décembre 2008

Source : EIR 2008

2.5. Des différences entre hommes et femmes sur les âges de départ en retraite

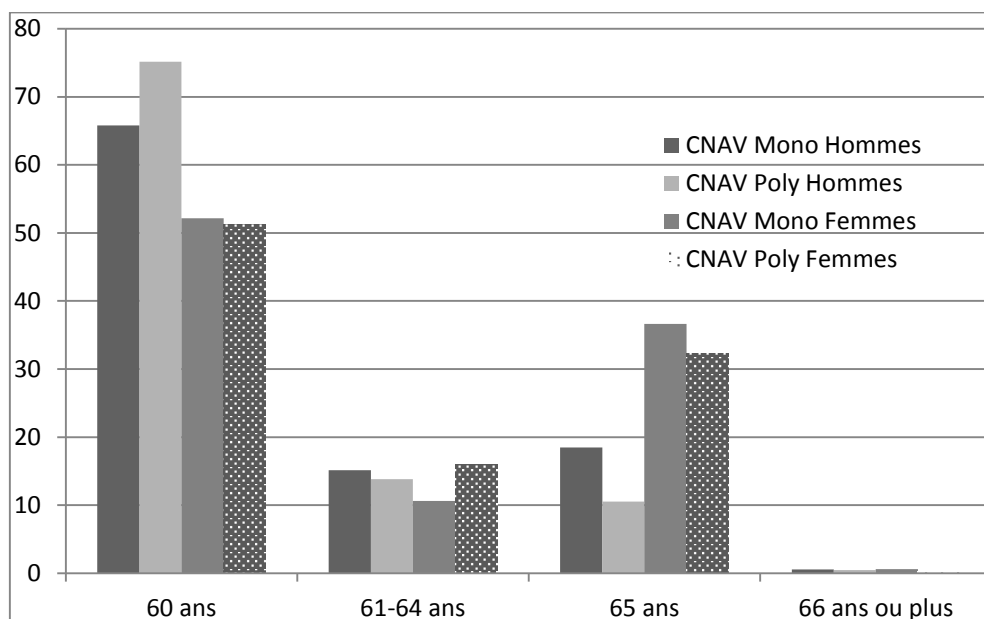
A côté des écarts de niveau de pension entre hommes et femmes, les différences dans les âges de départ en retraite représentent un aspect des retraites qui ne va pas aller dans le même sens selon que l'on relève du privé ou du public.

On reprend ci-dessous les chiffres publiés par la Drees et le Service des retraites de l'Etat. La définition des polypensionnés est celle déjà évoquée dans le tableau 1.1 du chapitre 1, dans lequel les polypensionnés sont classés selon leur régime principal d'affiliation, c'est-à-dire le régime de base pour lequel le nombre de trimestres validés est le plus élevé.

Au sein des salariés du secteur privé, les femmes partent en moyenne plus tardivement que les hommes. En effet, comme elles ont eu plus souvent qu'eux une carrière courte, elles attendent plus fréquemment l'âge du taux plein pour partir. On observe ainsi en général deux modes de départ à la retraite pour les femmes, à 60 ans (âge minimum légal) et à 65 ans (âge du taux plein). Pour les hommes, les départs à 60 ans sont les plus nombreux, puis s'échelonnent jusqu'à 65 ans et plus.

Si on considère les femmes de la génération 1942 (figure 2.7), 50 % ont liquidé leur retraite à 60 ans, alors que c'est le cas de 66 % des hommes monopensionnés et 75 % des hommes lorsqu'ils sont polypensionnés. Les départs à 65 ans concernent quant à eux, plus d'un tiers des femmes et 18 % (10%) des hommes monopensionnés (polypensionnés). L'âge moyen de départ à la retraite pour cette génération est ainsi de 61,4 pour les hommes et de 62,2 pour les femmes.

Figure 2.7 – Distribution des âges de départ des hommes et des femmes, mono et polypensionnés du régime général (en %), génération 1942



Note • Âge « exact » atteint à la liquidation de la pension où la durée validée est la plus importante, qui n'est pas nécessairement celui à la première liquidation. Les polypensionnés sont ici classés selon leur régime de base principal, celui où ils ont validé le plus de trimestres d'assurance.

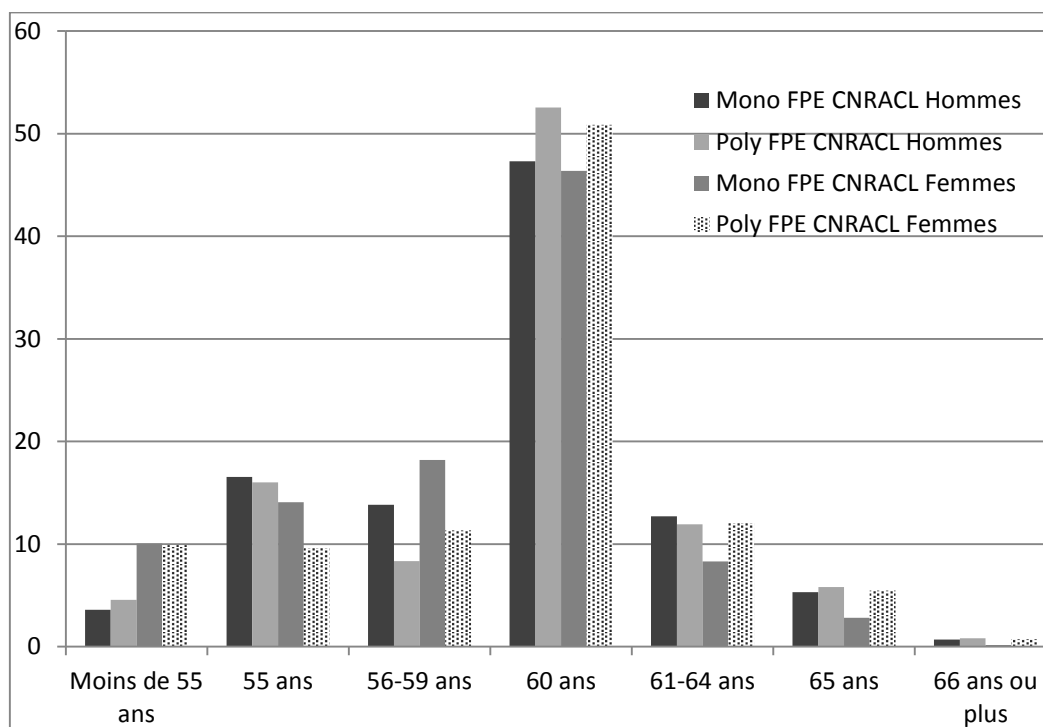
Champ : Retraités nés en 1942, ayant au moins un droit direct dans un régime de base.

Source : EIR 2008, DREES, in Drees (2013), Les retraités en 2013

Dans la fonction publique, on observe le phénomène inverse, les femmes partent plus tôt que les hommes à la retraite (figure 2.8). Ainsi, les femmes de la génération 1942 sont parties en moyenne à 58,4 ans contre 59,3 pour les hommes. Cela s'explique par une combinaison de population aux âges de départ différents : départ anticipé pour motifs familiaux (pour les agents ayant 15 ans de services), qui peuvent partir dès 15 ans de services ; catégories actives³¹, pour lesquelles l'âge minimum était de 55 ans ; catégorie sédentaire. La répartition des hommes et des femmes dans ces catégories est différente et conduit à des distributions d'âge de départ différenciée.

³¹ Les catégories actives de la Fonction publique sont des emplois présentant un risque particulier ou des fatigues exceptionnelles justifiant un départ anticipé à la retraite. Par exemple, infirmiers, agents de police municipale, surveillants pénitentiaires, éducateurs de la protection judiciaire de la jeunesse.

Figure 2.8 – Distribution des âges de départ des hommes et des femmes, mono et polypensionnés SRE et CNRACL (en %)



Note • Âge « exact » atteint à la liquidation de la pension où la durée validée est la plus importante, qui n'est pas nécessairement celui à la première liquidation. Les polypensionnés sont ici classés selon leur régime de base principal, celui où ils ont validé le plus de trimestres d'assurance.

Champ : Retraités nés en 1942, ayant au moins un droit direct dans un régime de base.

Source : EIR 2008, DREES, in Drees (2013), Les retraités en 2013

Ainsi, dans la fonction publique civile d'Etat, les âges moyens de départ en retraite sont proches, 59 ans sur le flux 2009 (SRE, 2009). Cette égalité reflète des combinaisons de sous-population différentes. Ainsi, d'après le Service des Retraites de l'Etat (2009), si en 2009, 16 % des femmes sont partis au titre de motifs familiaux à un âge moyen de 55,1 ans, les hommes sont plus nombreux à être partis au titre des catégories actives (dès 55 ans). 34 % des hommes sont ainsi concernés par ce type de départ (pour un âge moyen de 56,0 ans) et 18 % des femmes (âge moyen de 56,15 ans).

A la CNRACL (Cnracl, 2010), les femmes partent en moyenne plus tôt que les hommes, en particulier dans la fonction publique hospitalière (départ à 56,3 ans pour les femmes et 58,3 ans pour les hommes) ; une partie importante des femmes partant au titre de la catégorie active à 55 ans. Les âges de départ sont plus proches dans la fonction publique territoriale (départ à 59,4 ans pour les femmes et 59,2 ans pour les hommes).

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

Dans ce chapitre, nous passons à l'analyse des dispersions des retraites par régime et par sexe. Il s'agit ici d'identifier les facteurs responsables des inégalités des niveaux des retraites pour les hommes et pour les femmes, et cela pour chaque régime. Nous utilisons comme instrument de mesure l'indice de Gini et sa décomposition, d'abord selon les sources de revenus composant la retraite, puis selon les composantes (durée, salaire de référence,...) du calcul du niveau des pensions. L'analyse est conduite pour chaque sous-population.

Si les dispersions des retraites des hommes et des femmes diffèrent relativement peu au sein d'un même régime, les origines de ces inégalités sont différentes selon les sexes. Lorsqu'on considère la pension totale, les droits dérivés tiennent une place plus importante pour les femmes que pour les hommes dans la dispersion constatée, et ce quel que soit le régime. On inclut les droits dérivés dans une première étape car ils représentent une part importante de la retraite des femmes. Le reste de l'analyse se fera cependant uniquement sur les droits directs. Comme attendu, les minima de pension réduisent les inégalités de retraite, plus pour les femmes que pour les hommes. Quand on passe aux composantes de la retraite, la dispersion des retraites des hommes s'explique pour une part importante par des différences des salaires, celles des femmes par des différences de durée. On retrouve ici le fait que les hommes sont relativement similaires dans les durées de carrière mais ont connu des trajectoires salariales différenciées, alors que les femmes salariées sont plus hétérogènes quant aux durées passées sur le marché du travail. Cette configuration s'observe aussi bien dans le privé que dans le public ; le rôle de la dispersion des durées pour les femmes est cependant un peu atténué pour la fonction publique d'Etat, certainement en raison de l'absence de durées très courtes (les carrières de moins de 15 ans de service sont « rebasculées » au régime général).

Nous commençons par présenter les mesures de la dispersion des retraites par l'indice de Gini, ensuite la décomposition de cet indicateur en composantes des pensions (totales, puis uniquement de droit direct), enfin sa décomposition en fonction des éléments constitutifs du calcul des pensions.

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

Un indicateur classique de mesure de la dispersion de la distribution d'une variable est le coefficient de Gini. C'est un nombre variant entre 0 (égalité parfaite) et 1 (inégalité totale) ; l'inégalité est donc d'autant plus forte que l'indice est élevé. On l'utilise fréquemment pour mesurer l'inégalité des revenus, de niveau de vie ou de patrimoine... dans un pays. Par exemple, pour donner un ordre de grandeur, en France, à la fin des années 2000, le coefficient de Gini des niveaux de vie est égal à 0,30, mais à plus de 0,40 si on considère uniquement les revenus salariaux³².

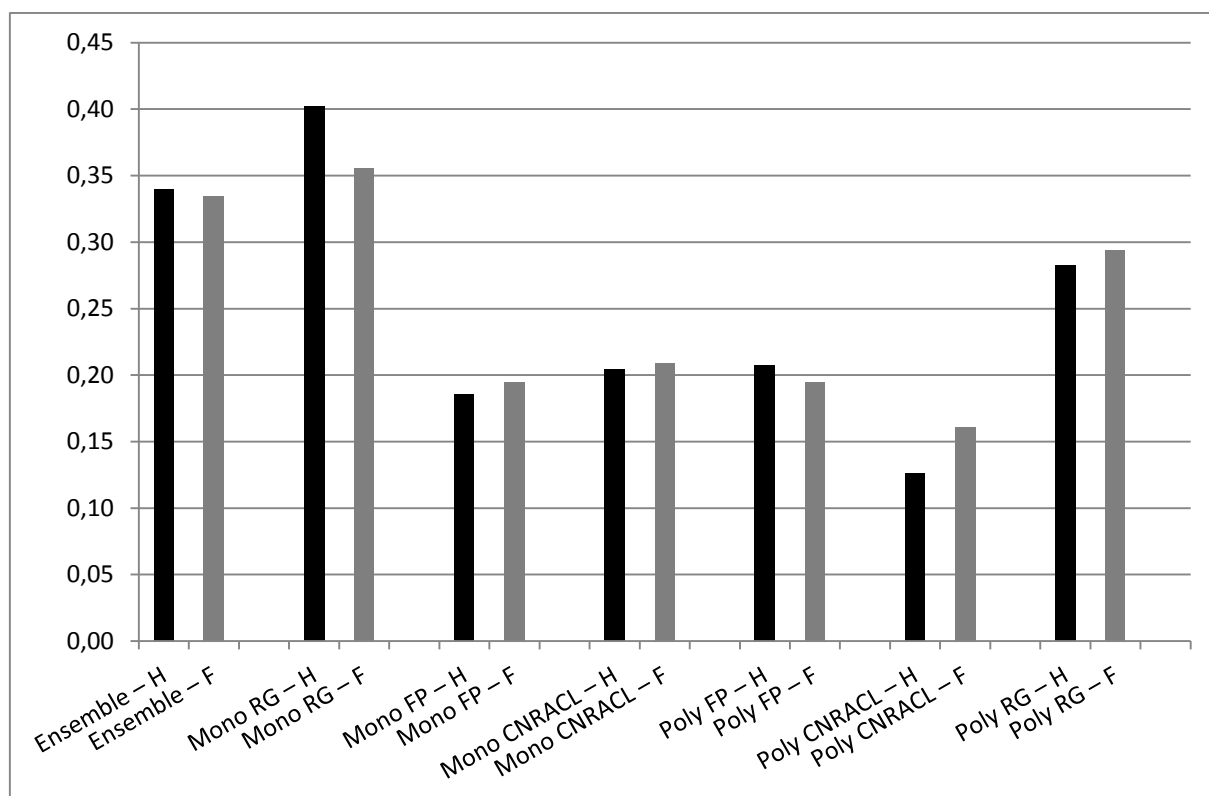
Le coefficient de Gini est de 0,35 pour l'ensemble des retraités de notre champ, hommes et femmes. Il atteint 0,37 si l'on considère tous les retraités, c'est-à-dire si l'on inclut les monopensionnés et polypensionnés des autres régimes que ceux considérés ici. On voit sur la figure 3.1 que les différences sont faibles entre les hommes et les femmes pour un régime donné. Notons toutefois que le coefficient de Gini est plus élevé chez les femmes que chez les hommes dans le cas de la CNRACL. C'est probablement lié au fait que les femmes, majoritaires dans la fonction publique

³² Élise Coudin, Bertrand Marc, Pierre Pora, Lionel Wilner, 2014, La baisse des inégalités de revenu salarial marque une pause pendant la crise, Insee, France - Portrait social.

territoriale, forment un ensemble très hétérogène, avec de nombreux emplois de services peu qualifiés, mais aussi une présence significative dans les cadres A.

Si les coefficients de Gini sont proches entre les hommes et les femmes, les différences sont très marquées entre les régimes. Ainsi, la dispersion est beaucoup plus élevée au régime général (monopensionnés ou polypensionnés), de l'ordre de 0,35, qu'à la CNRACL ou dans la fonction publique d'Etat (mono et poly), 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, au-delà de ce mécanisme, cela reflète le caractère plus heurté des carrières du secteur privé que dans le public.

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

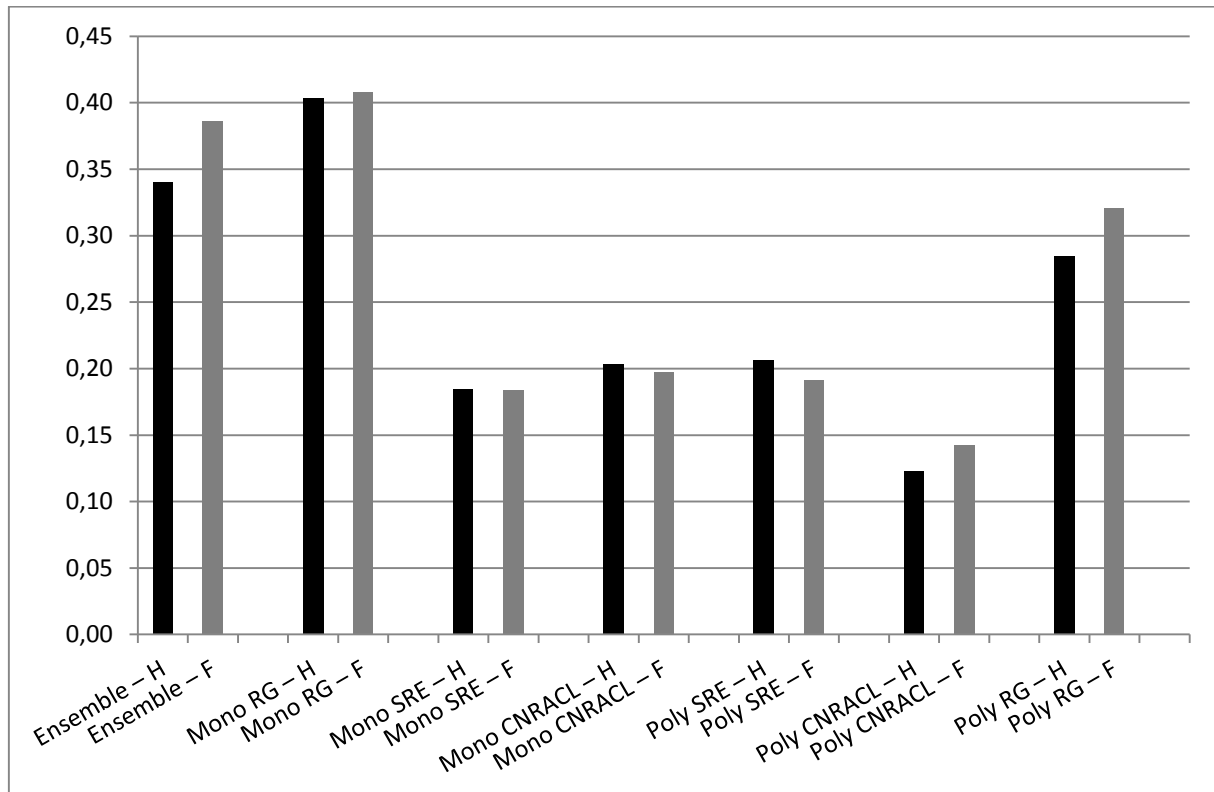


Champ : retraités de droit direct, au 31 décembre 2008

Source : EIR 2008

Lorsqu'on considère les pensions de droit direct et non les pensions totales, ces constats restent similaires (figure 3.2). On notera que pour une catégorie de pensionnés donnée, la prise en compte de pensions de réversion tend généralement à réduire la dispersion pour les femmes (surtout au Régime Général) et donc à accroître les différences de dispersion entre hommes et femmes.

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



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

3.3. Décomposition du coefficient de Gini par sources de revenu

Deux raisons nous conduisent à nous intéresser aux déterminants de la dispersion des pensions au sein des régimes et entre sexes. La première est d'identifier si la dispersion résulte des mêmes facteurs pour les hommes et les femmes, dans chacun des régimes considérés. Par ailleurs, quantifier l'ampleur des différents facteurs permet d'apprécier qualitativement l'impact que pourrait avoir le changement de l'un d'entre eux sur la dispersion globale.

Pour cela, il nous faut disposer d'une mesure d'inégalités décomposable en différents éléments. Le coefficient de Gini permet de répondre aux questions de ce type (encadré 3.1).

Encadré 3.1
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) :

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

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

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

$\bar{G}(Y^k)$ 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 $\bar{G}(Y^k) = R_k G_k$

$G_k = G(Y^k)$ 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 $S_k R_k G(Y^k)$.

La pension de retraite totale est la somme de différents éléments : pension de droits dérivés et pension de droit direct. Cette dernière peut se décomposer en la somme de la pension de base, des pensions complémentaires (pour le régime général), des bonifications de pension pour trois enfants et plus et des minima de pension. La contribution d'un élément de pension à la dispersion totale des pensions est donc d'autant plus importante que sa part dans la pension totale est importante, que cet élément est lui-même très dispersé et que la corrélation avec la pension totale est forte.

Cette décomposition de l'indice de Gini est réalisée pour chaque sexe et chaque groupe de retraités définie par le régime d'affiliation et le fait d'être mono ou poly. Par exemple, si on considère les femmes monopensionnées du régime général, le coefficient de Gini est égal à 0,355 (tableau 3.1). La composante contributive directe en représente 37,8% (0,135/0,355), les pensions complémentaires 30,2% et les droits dérivés 34%. Deux éléments réduisent la dispersion ; le minimum contributif avec une contribution négative qui réduit le coefficient de Gini de 1,3 point, et les suppléments liés aux minima de 0,4 point (Allocation supplémentaire du fonds de solidarité vieillesse (ASFSV) et allocation de solidarité aux personnes âgées (Aspa)).

Tableau 3.1. – Contributions des différentes sources de revenu à la dispersion des pensions totales, femmes monopensionnées du régime général

Composante de la pension totale	Part de la composante S_k	Coefficient de Gini de la source k G_k	R_k	Contribution $S_k R_k G_k$	Contribution (en %)
Pension de base de droit direct (hors minimum contributif)	0,437	0,432	0,713	0,135	0,378
Minimum contributif (pension de base de droit direct)	0,058	0,673	-0,325	-0,013	-0,036
Pension complémentaire de droit direct	0,208	0,646	0,797	0,107	0,302
Pension de droit dérivé (hors minimum contributif)	0,251	0,754	0,640	0,121	0,340
Minimum contributif (pension de droit dérivé)	0,005	0,955	0,143	0,001	0,002
Bonification sur la pension de droit direct	0,022	0,752	0,241	0,004	0,011
Bonification sur la pension de droit dérivé	0,010	0,897	0,496	0,004	0,013
Suppléments de pension (ASPA, ASFSV)	0,010	0,975	-0,375	-0,004	-0,010
Pension totale	1,000	0,355	1,000	0,355	1,000

Champ : retraités de droit direct, au 31 décembre 2008

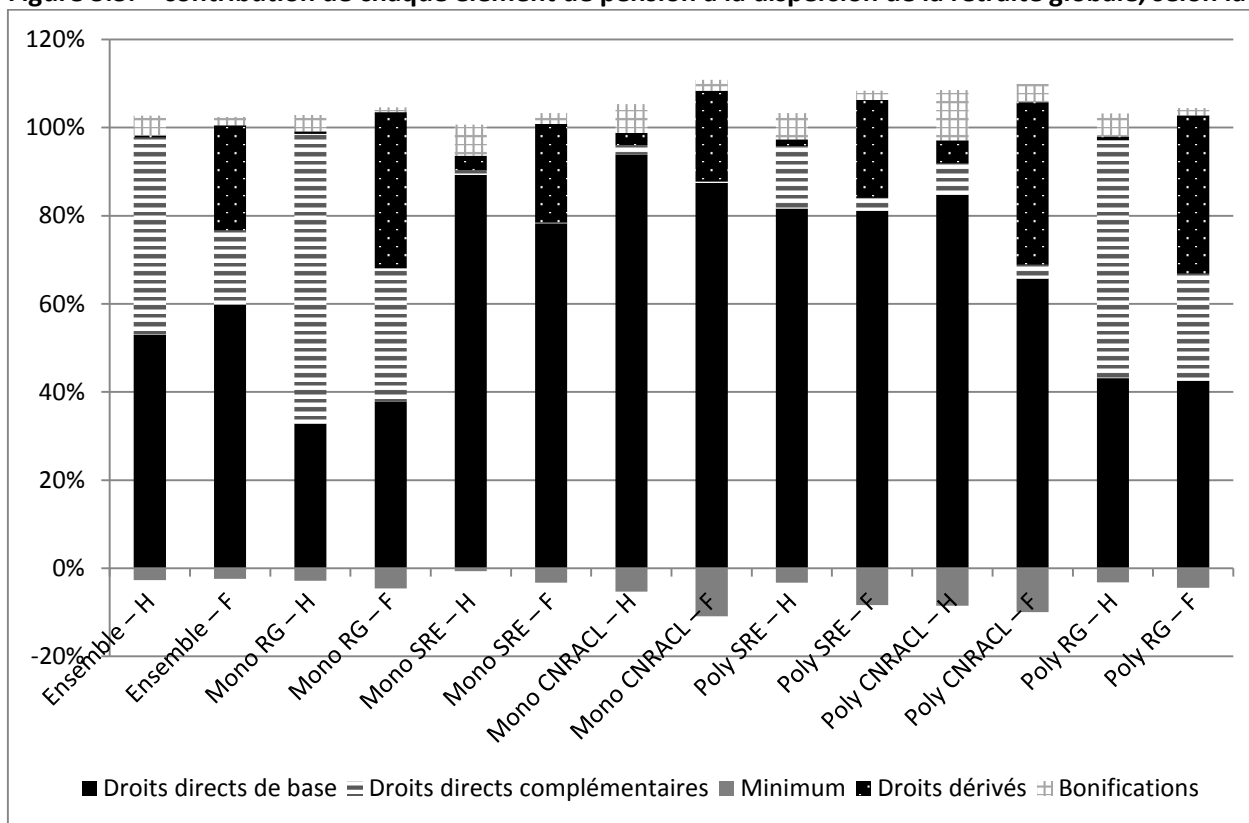
Source : EIR 2008

Note de lecture : Les contributions de chaque composante de la pension totale résultent du produit de la part de la composante considérée dans la retraite (S_k), des inégalités au sein de cette composante (mesurées par le coefficient de Gini (G_k)) et du rang des corrélations (R_k).

La figure 3.3 résume les contributions de chacune des sources de pension pour les différentes catégories de pensionnés, hommes et femmes.

Les droits dérivés contribuent de manière importante au Gini, essentiellement pour les femmes. Alors que pour les hommes, la contribution est au maximum de 5% (polypensionnés CNRACL) et est plus souvent proche de 1 ou 2 %, pour les femmes pensionnées du SRE et les monopensionnées de la CNRACL, la contribution s'élève à 21 à 22% et atteint même plus de 35% pour les polypensionnées de la CNRACL et les femmes pensionnées du Régime Général. Par nature, les droits dérivés sont très dispersés puisque seule une partie des femmes les perçoivent. Du point de vue des systèmes de retraites, ils contribuent aux inégalités entre les femmes, en termes de droits versés, en particulier, du fait de l'homogamie importante dans la société française : la pension des femmes ayant travaillé est corrélée avec celle de leur conjoint parce que leurs niveaux d'éducation, et leurs salaires le sont. Cependant, du point de vue des ménages et des individus, la question est naturellement plus complexe : si on raisonnait au niveau ménage, il faudrait inclure dans l'analyse, pour ces personnes veuves, la perte des ressources du conjoint décédé. La conclusion serait alors certainement différente. Nous resterons donc prudents sur l'interprétation de la contribution de ces droits dérivés aux inégalités et nous nous restreindrons dans la suite à l'analyse des inégalités liés aux seuls droits directs.

Figure 3.3. – contribution de chaque élément de pension à la dispersion de la retraite globale, selon la population considérée



Champ : retraités de droit direct, au 31 décembre 2008

Source : EIR 2008

Note de lecture : si on considère les femmes monopensionnées du régime général, 38 % de la dispersion des pensions totales, mesurée par le coefficient de Gini, est expliqué par les pensions de base (hors minimum contributif), 30 % par les pensions complémentaires, 35 % 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%.

Si on se restreint aux seules pensions de droit direct, on constate que la bonification de pension pour enfants joue positivement sur la dispersion des pensions, et de manière plus marquée pour les hommes que pour les femmes (figure 3.4). Ainsi, si on considère l'ensemble des retraités de notre champ, la contribution est un plus élevée pour les hommes que pour les femmes (resp. 4% et 3%). La bonification est en effet proportionnelle à la pension³³.

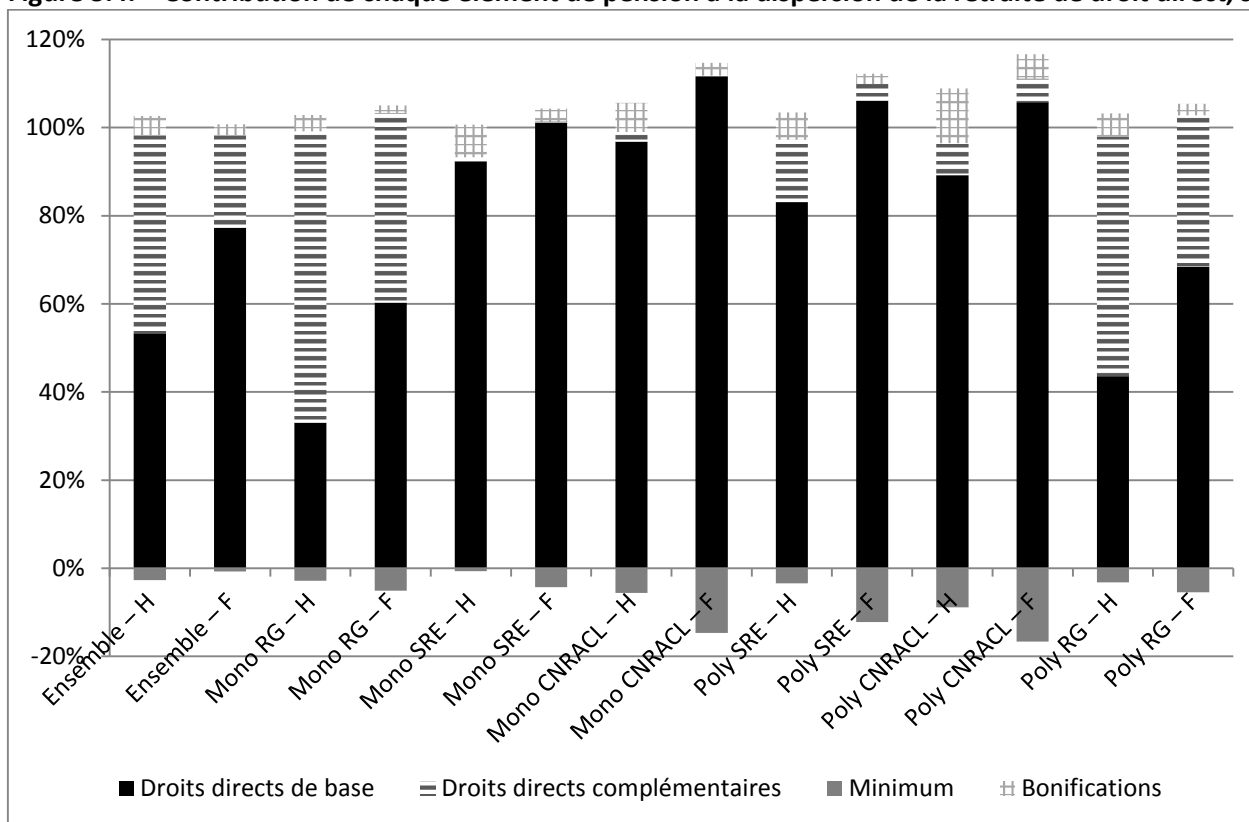
La contribution de la bonification est plus importante dans la fonction publique et accroît ainsi davantage la dispersion dans ces régimes. Elle s'élève ainsi à 6-7% pour les hommes affiliés au SRE, qu'ils soient mono ou polypensionnés et à 7% pour les hommes à la CNRACL (mono), 12 % s'ils sont polypensionnés. Pour les femmes, la contribution est sensiblement la même dans tous les régimes, de 2 à 3 %, à l'exception des polypensionnées de la CNRACL pour lesquelles elle atteint 5 %.

En revanche, et comme attendu, la prise en compte des minima de pension réduit la dispersion (figure 3.4), et ce de manière plus marquée pour les femmes que pour les hommes, avec une contribution pour ces dernières de deux à trois fois plus élevée. La contribution, bien qu'un peu plus forte pour les femmes, reste toutefois modérée au Régime Général tant pour les monopensionnés que les polypensionnés. Pour le SRE et la CNRACL, l'effet est plus net, surtout pour les femmes, et il est toujours plus fort pour les polypensionnés que pour les monopensionnés. Ainsi cette contribution s'élève à -17 points pour les polypensionnées de la CNRACL (-9 points pour les hommes) et à -12 points pour les femmes polypensionnées du SRE (-2 points pour les hommes). Rappelons ici que les polypensionnés de ces régimes sont aussi généralement des polypensionnés du Régime Général du fait des règles de classement que nous avons retenues, et que ce que nous entendons par polypensionnés du RG général ne rassemble que les polypensionnés du Régime Général et d'un autre régime (hors SRE et CNRACL donc).

Enfin, on observe que les complémentaires sont une source très importante des inégalités de retraite du régime général, et ce davantage pour les hommes que pour les femmes.

³³ Par ailleurs, un certain nombre de femmes avec trois enfants ont eu des carrières très courtes.

Figure 3.4. – Contribution de chaque élément de pension à la dispersion de la retraite de droit direct, selon la population considérée



Champ : retraités de droit direct, au 31 décembre 2008

Source : EIR 2008

Note de lecture : si on considère les femmes monopensionnées du régime général, 60% de la dispersion des pensions de droit direct, mesurée par le coefficient de Gini, est expliquée par les pensions de base (hors minimum contributif), 43% par les pensions complémentaires, et 2% 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

En complément du rôle des différentes sources de revenu, il apparaît aussi intéressant de mesurer le poids des éléments de calcul de la pension dans la dispersion totale. Pour cela, de manière similaire à la décomposition présentée dans l'encadré 3.1, on peut décomposer l'indice de Gini selon les différents facteurs constitutifs de la pension : salaire de référence, durée d'activité etc. La différence ici est qu'il n'est pas possible de procéder exactement comme précédemment, la retraite n'étant pas calculée comme une somme d'éléments liés à la durée, au salaire de référence, etc.

Nous utiliserons donc une méthodologie différente, qui revient à construire la retraite comme une somme pondérée de ces facteurs pris séparément. Si les retraites étaient strictement des multiples du salaire de référence, des durées, etc., la somme des composantes redonnerait exactement le total. Dans la réalité, la pension n'est pas une fonction linéaire des différents éléments de carrière : par exemple, le minimum contributif est le même quel que soit le salaire de référence ou la durée travaillée qui y ouvrent droit. Aussi, il n'est pas possible de retomber sur le total initial ; il restera toujours un écart entre la retraite calculée et la retraite observée, appelé « résidu ». Cette composante correspond aux non-linéarités des formules de calculs, auxquels s'ajoutent les possibles erreurs de mesure. On a cherché à réduire le problème des non-linéarités en utilisant des formes fonctionnelles plus souples que des formes linéaires pour les différents éléments considérés.

3.4.1. Méthodologie

Plus précisément, nous utiliserons la méthode suivante³⁴ :

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.

³⁴ Voir Cowell, Frank and Fiorio, Carlo V. (2011).

La détermination du salaire de référence a demandé un traitement particulier qui diffère selon le régime considéré.

Au régime général, on recalcule un salaire à partir des points dans les complémentaires. En effet, le Salaire Annuel Moyen (SAM) est la moyenne des n meilleurs salaires plafonnés (revalorisés) et donc ne reflète qu'imparfaitement les salaires perçus au-dessus du plafond ; ainsi, si le SAM permet bien de retrouver la pension dans le régime de base, cela n'est pas le cas dans les régimes complémentaires, en particulier pour les hauts salaires. La proportion de ces derniers étant plus importante chez les hommes que chez les femmes, il faut en tenir compte dans une analyse comparative. Nous avons donc reconstitué, en moyenne (il s'agit donc d'une approximation) la fraction du salaire excédant le plafond en nous basant sur les points acquis dans les complémentaires et la durée d'affiliation.

Pour les retraités du SRE et de la CNRACL, on considère le traitement de fin de carrière.

Enfin, lorsque les individus sont polypensionnés, le salaire de référence est calculé au prorata des durées.

On notera donc que les notions de salaire de référence recouvrent des objets différents selon le régime, mais c'est précisément le cas dans les formules de calcul des pensions (dernier salaire ou salaire moyen de carrière).

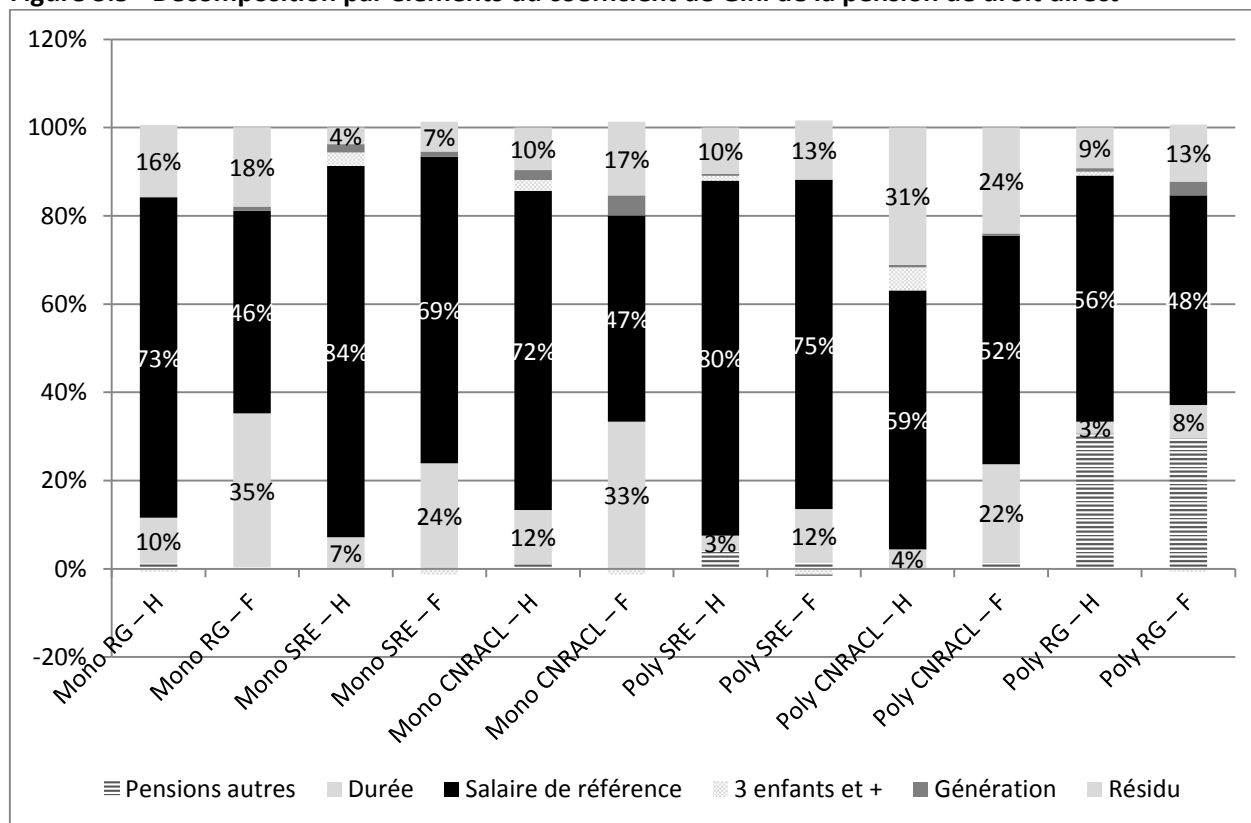
3.4.2. Résultats

Comme attendu, les principales sources de la dispersion des retraites vont être les durées de carrière et les salaires, mais leur poids est très différent selon que l'on décompose les retraites des hommes ou celles des femmes (figure 3.5.).

Ainsi les inégalités de durée de carrière jouent peu (7% et 12%) pour expliquer la dispersion des pensions des hommes, et systématiquement moins au sein des polypensionnés qu'au sein des monopensionnés. En étant affiliés à au moins deux régimes, les polypensionnés ont en général des durées plus longues et davantage similaires (en termes de durée). En revanche, les salaires jouent un rôle prédominant dans les inégalités de retraite des hommes. A l'exception des polypensionnés du régime général et de la CNRACL, pour lesquels les contributions atteignent tout de même près de 60%, les salaires expliquent plus de 70 % de la dispersion des pensions chez les hommes. Cette part atteint même 84% chez les hommes monopensionnés de la Fonction publique.

Pour les femmes, le constat est inversé. Les durées d'assurance jouent un rôle beaucoup plus important dans la dispersion des pensions, avec une contribution des durées de 3 à 4 fois plus importante que pour les hommes. Au régime général ou à la CNRACL, par exemple, c'est un tiers des inégalités de pensions qui sont expliquées par les inégalités de durée. La contribution des durées à la dispersion des pensions est un peu moins forte au SRE mais reste de près d'un quart. Comme pour les hommes, la contribution de la durée au sein des polypensionnées est moins forte que pour les monopensionnés mais l'écart est moindre qu'entre monopensionnés et polypensionnées hommes. Le salaire joue un rôle important, mais moindre que pour les hommes. Il explique en général la moitié de la dispersion, à l'exception des femmes de la Fonction publique civile pour lesquelles la part expliquée par le salaire est plus importante, de 70% et plus.

Figure 3.5 - Décomposition par éléments du coefficient de Gini de la pension de droit direct



Champ : retraités de droit direct, au 31 décembre 2008

Source : EIR 2008

Note de lecture : si on considère les femmes monopensionnées du régime général, 35% de la dispersion des pensions de droit direct, mesurée par le coefficient de Gini, est expliqué par les durées, 46% par les salaires de référence. Les contributions de la composante indiquant le fait d'avoir trois enfants et plus et de la composante de la génération sont marginales. Le résidu contribue pour 18% à la dispersion totale.

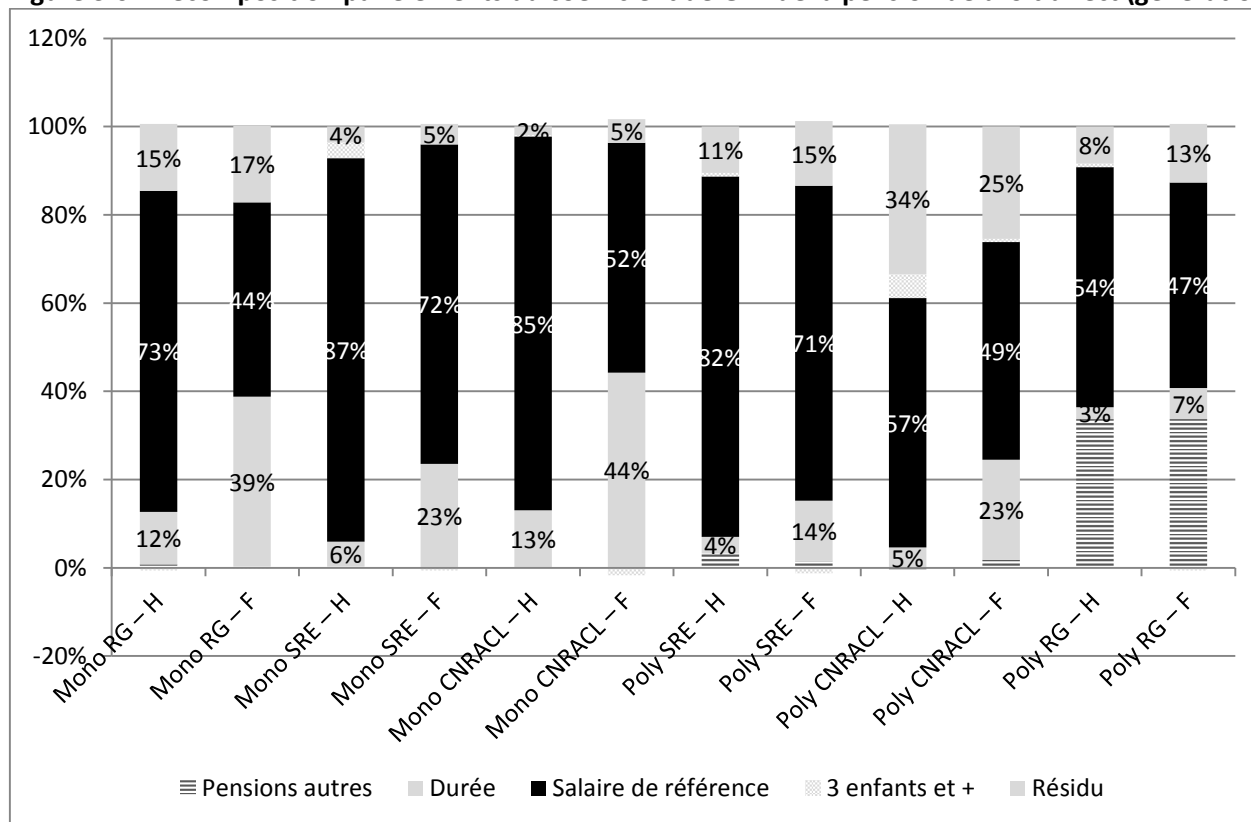
Les autres facteurs, comme l'effet génération ou avoir trois enfants et plus, jouent finalement assez peu, alors qu'on aurait pu s'attendre à des effets de mortalité différentielle avec la prise en compte des générations.

Pour les polypensionnés, les « autres pensions » jouent un rôle important, surtout pour les affiliés au régime général, pour lesquels les pensions hors de ce régime peuvent représenter des montants importants. Dans la Fonction publique, la pension hors régime est plutôt faible et joue peu dans la dispersion des pensions.

Enfin, le résidu explique environ 10 % de la dispersion, sauf pour les polypensionnés de la CNRACL, hommes et femmes, et dans une moindre mesure les monopensionnés du Régime Général, pour lesquels il est plus élevé. Rappelons que la méthode ne permet pas de prendre en compte l'ensemble des non-linéarités du système. De plus, la méthode de reconstitution du salaire de référence pour les pensionnés du secteur privé est par nature imprécise, ce qui explique la contribution du résidu pour les monopensionnés du Régime Général. Concernant les polypensionnés de la CNRACL, il est plus compliqué d'identifier une raison particulière à la forte contribution du résidu. La raison principale est certainement la complexité des carrières d'un grand nombre de ces polypensionnés, tant parmi les infirmières que parmi les agents de la Fonction publique Territoriale. Ces retraités mériteraient certainement une étude plus précise.

Une décomposition similaire a été menée sur un sous-groupe des retraités, les générations 1930-1942 (figure 3.6). Se restreindre à ces générations permet d'avoir un groupe plus homogène, les générations les plus âgées et les plus jeunes étant exclues. Le diagnostic est similaire. L'effet des durées sur la dispersion est cependant plus important, pour les femmes, en particulier au régime général et pour les monopensionnées de la CNRACL. Il est probable que ce résultat reflète la diversité des comportements de carrière de ces générations charnières, entrées sur le marché du travail entre 1950 et 1962, qui sont passées d'une norme d'inactivité des femmes mariées à la norme de couples bi-actifs. Pour les hommes, les résultats sont conservés quasiment à l'identique, avec toutefois une très légère hausse de la contribution des durées pour les monopensionnés du régime général.

Figure 3.6 - Décomposition par éléments du coefficient de Gini de la pension de droit direct (générations 1930 à 1942)



Champ : retraités de droit direct, au 31 décembre 2008, générations nées entre 1930 et 1942

Source : EIR 2008

Note de lecture : si on considère les femmes monopensionnées du régime général nées entre 1930 et 1942, 39% de la dispersion des pensions de droit direct, mesurée par le coefficient de Gini, est expliqué par les durées, 44% par les salaires de référence. Les contributions de la composante indiquant le fait d'avoir trois enfants et plus et de la composante de la génération sont marginales. Le résidu contribue pour 17% à la dispersion totale.

Chapitre 4. Décomposition des écarts de retraite entre hommes et femmes par régime

4.1. Introduction

Dans ce dernier chapitre, nous passons à l'explication des écarts de retraite entre les hommes et les femmes selon le régime considéré.

Lorsqu'on considère l'ensemble des retraites directes (public ou privé), les femmes perçoivent en moyenne 60% de celles des hommes. C'est une proportion supérieure à celle couramment citée (40%) mais qui ne concerne que le secteur privé. En d'autres termes, la plus faible inégalité des retraites du public entre les hommes et les femmes permet de resserrer l'écart pour l'ensemble des retraités. La première partie de ce chapitre montrera précisément l'effet de chaque régime sur la moyenne globale. L'originalité de notre approche est de montrer que le resserrment de l'écart par rapport au privé provient du fait que les retraites du public sont supérieures à celles du privé et que l'avantage en retraite des femmes du public par rapport à celles du privé est supérieur à celui des hommes du public par rapport à ceux du privé.

Le chapitre précédent montrait à la fois qu'il existait de fortes inégalités de retraites, surtout au régime général et que les sources des inégalités de retraite n'étaient pas les mêmes selon le sexe. Compte tenu de ces éléments, se limiter à l'analyse des écarts de retraite à la moyenne entre les hommes et les femmes apporte des éléments d'information mais n'est pas suffisant et il faut étendre la réflexion aux causes des différences sur l'ensemble des distributions. Cela appelle la mise en œuvre de techniques statistiques relativement sophistiquées pour identifier les constituants des écarts de retraite des premiers aux derniers déciles. C'est l'objet de la deuxième partie de ce chapitre. Nous commencerons par une décomposition des écarts à la moyenne des retraites qui met en évidence le poids des durées validées et des salaires de référence dans les écarts. Nous continuerons avec une décomposition sur l'ensemble de la distribution des écarts. On montre que les écarts dans les premiers déciles sont issus essentiellement des différences de durée validée et que progressivement cet effet s'estompe et que les différences de salaire de référence deviennent la principale explication. On voit aussi que les minima contributifs jouent un rôle extrêmement important pour limiter les écarts de retraite entre les hommes et les femmes dans les premiers déciles. Enfin les configurations ne sont pas les mêmes d'un régime à l'autre, parce que les carrières continues sont beaucoup plus fréquentes dans les fonctions publiques que dans le secteur privé.

4.2. Décomposition de l'écart moyen total des pensions selon le régime et le sexe

Sur l'ensemble des retraites, les femmes perçoivent une pension directe en moyenne égale à 57% de celle des hommes, soit un écart absolu en euros de 687€ (1 617€ de pension en moyenne pour les hommes et 929€ pour les femmes). Par rapport à l'écart observé pour le seul régime général (46%), on voit ainsi que les retraites des fonctions publiques contribuent à réduire la différence globale. On pourrait présenter l'écart moyen comme la moyenne pondérée des différents régimes de retraite. Mais, en faisant ainsi, on laisse de côté le fait qu'il existe aussi un écart des retraites selon les régimes, que ce soit pour les hommes ou pour les femmes. Dans ce paragraphe, on propose une décomposition des écarts de retraite entre les hommes et les femmes qui tiennent compte du fait que les individus appartiennent à plusieurs « régimes » et que les écarts inter et intra-régimes contribuent différemment à l'écart total des retraites selon le sexe. Cette manière d'écrire permet de mettre en évidence la contribution des écarts de retraite par sexe d'un régime à l'autre à la moyenne des écarts tous régimes confondus.

Plus précisément, on retient les 6 groupes de retraités selon la nomenclature déjà utilisée dans les deux chapitres précédents³⁵ et on décompose les écarts de retraite entre hommes et femmes (indiqués par H et F), en tenant compte de leur appartenance à K groupes (ici on a $K = 6$). L'écart moyen total peut s'écrire comme étant égal à :

- La somme des différences des pensions entre les hommes et les femmes de chaque régime
- Plus la somme pondérée des différences d'un régime à un autre des pensions entre les femmes (monopension RG des femmes – pension CNACL des femmes, monopension RG des femmes – pension SRE des femmes, etc.)
- Moins la somme pondérée des différences d'un régime à un autre des pensions entre les hommes

Soit formellement :

$$\Delta = \frac{1}{K} \sum_{i=1, \dots, K} \Delta_i - \frac{1}{K} \sum_{i=1, \dots, K-1} \sum_{i < j \leq K} \delta_{ij}^F \Delta_{ij}^F + \frac{1}{K} \sum_{i=1, \dots, K-1} \sum_{i < j \leq K} \delta_{ij}^H \Delta_{ij}^H$$

Où

Δ est l'écart de pension entre hommes et femmes à la moyenne (hommes – femmes) dans l'ensemble de la population considérée

Δ_i est l'écart de pension entre hommes et femmes à la moyenne dans le groupe i

δ_{ij}^F et δ_{ij}^H sont les écarts de proportion pour respectivement les femmes et les hommes entre les groupes i et j . Par exemple, δ_{ij}^F est l'écart entre la part du groupe i dans l'ensemble des femmes et la part du groupe j dans l'ensemble des femmes.

Δ_{ij}^F et Δ_{ij}^H sont les écarts de pension moyenne, respectivement pour les femmes et les hommes, entre les groupes i et j . Par exemple, Δ_{ij}^F est l'écart entre la pension moyenne des femmes dans le groupe i et la pension moyenne des femmes dans le groupe j .

L'écart total moyen sur ces 6 groupes de 688€ est ainsi constitué de trois parties :

- La contribution des écarts entre hommes et femmes dans les différents groupes ($\frac{1}{K} \Delta_i$)

Soit en euros :

Monopensionnés du RG	130€
Monopensionnés du SRE	70€
Monopensionnés de la CNRACL	70€
Polypensionnés du SRE	90€
Polypensionnés de CNRACL	47€
Polypensionnés du RG	124€

Source : EIR 2008

³⁵ Rappel : les six groupes se composent des monopensionnés de chaque régime : Régime Général, Fonction Publique d'Etat Civile et Fonction publique territoriale/hospitalière, ainsi que les polypensionnés de ces régimes. Du fait de l'ordre des priorités retenu (1-Fonction publique d'Etat Civile, 2-Fonction publique territoriale/hospitalière (CNRACL), 3-Régime Général), un polypensionné Régime Général + Fonction Publique d'Etat Civile est considéré comme un polypensionné Fonction publique d'Etat Civile, qu'un polypensionné Régime Général + Fonction publique territoriale/hospitalière (CNRACL) est considéré comme un polypensionné Fonction publique territoriale/hospitalière (CNRACL) et que les polypensionnés Régime Général sont les personnes ayant une pension du Régime Général et une pension d'un autre régime que la Fonction publique (ex : les polypensionnés Régime Général + RSI ou MSA).

La somme de ces contributions atteint 530€ soit plus de 75% de l'écart total. Quel que soit le régime considéré, les écarts entre les hommes et les femmes au sein de ces groupes contribuent positivement à l'écart total. Les contributions les plus fortes sont celles du régime général, à la fois des monopensionnés et des polypensionnés, chaque groupe représentant environ ¼ de la contribution des écarts intra-groupes. L'écart au sein des retraités de la Fonction publique d'Etat est plus réduit, mais ce sont les contributions des retraités de la CNRACL qui sont les plus faibles, atteignant au total à peine plus de 20% de la contribution aux écarts des écarts intra-groupes.

- *La contribution des écarts entre groupes pour les femmes*

La contribution de l'écart pour les femmes entre le groupe i et le groupe j est donnée par

$$-\frac{1}{K} \delta_{ij}^F \Delta_{ij}^F$$

	Mono RG	Mono SRE	Mono CNRACL	Poly SRE	Poly CNRACL	Poly RG
Mono RG		102	48	82	55	2
Mono SRE			-4	-2	-3	24
Mono CNRACL				0	0	13
Poly SRE					1	24
Poly CNRACL						15
Poly RG						

Guide de lecture : l'écart des retraites entre les femmes monopensionnées du SRE et celles du régime général, pondéré par la différence de la part du groupe des mono SRE dans l'ensemble des femmes et de la part du groupe mono RG dans l'ensemble des femmes, est de 102 euros en faveur du SRE.

Source : EIR 2008

On constate que les contributions importantes sont, en premier lieu, les contributions des écarts de pension entre monopensionnées du Régime Général et mono- et polypensionnées des autres régimes et, en second lieu (mais de façon environ 4 fois moins importante), les contributions des écarts de pension entre polypensionnées du Régime Général et mono- et polypensionnées des autres régimes. D'une part, les femmes monopensionnées et polypensionnées du RG sont les retraités qui ont, et de loin, les pensions les plus faibles (respectivement 765 et 793€ contre 1 266€ (monopensionnées de la CNRACL), 1 917€ (monopensionnées du SRE), 1 347€ (polypensionnées de la CNRACL) et 1 612 (polypensionnées du SRE)). D'autre part, ce sont les femmes qui représentent le poids le plus fort dans l'échantillon (60,8% et 20,4%). Les écarts de poids et de pension entre ces types de retraités étant en sens inverse, leur contribution combinée est positive. Les autres contributions sont très faibles : même si les écarts de pension entre les autres types de retraités sont importants en moyenne, les écarts de poids de ces groupes dans l'échantillon total des femmes sont trop faibles pour générer des contributions importantes.

- *La contribution des écarts entre groupes pour les hommes*

La contribution de l'écart pour les hommes entre le groupe i et le groupe j est donnée par

$$\frac{1}{K} \delta_{ij}^H \Delta_{ij}^H$$

Là encore, seuls les écarts entre le régime général et la Fonction publique d'Etat contribuent substantiellement à l'écart global. Plus spécifiquement, seuls les écarts entre Régime Général et SRE jouent un rôle. Le fait que les pensions publiques des hommes soient supérieures aux pensions du secteur privé vient diminuer l'effet de réduction de l'écart total lié aux retraites supérieures des femmes dans le public par rapport au privé. Cet effet contraire est cependant atténué par le fait que les écarts de pension entre RG et SRE sont plus faibles pour les hommes, en large partie parce que les

pensions des monopensionnés et polypensionnés RG sont beaucoup plus importantes pour les hommes (presque deux fois plus en comparaison des femmes) alors que l'écart entre hommes et femmes n'est que de 18% pour les monopensionnés du SRE.

	Mono RG	Mono SRE	Mono CNRACL	Poly SRE	Poly CNRACL	Poly RG
Mono RG		-60	-12	-47	-6	0
Mono SRE			5	0	3	-39
Mono CNRACL				3	0	-8
Poly SRE					1	-32
Poly CNRACL						-5
Poly RG						

Guide de lecture : l'écart des retraites entre les hommes monopensionnés du régime général et ceux du SRE, pondéré par la différence de la part du groupe des mono rg dans l'ensemble des hommes et de la part du groupe mono SRE dans l'ensemble des hommes, est de 60 euro, en faveur du SRE.

Source : EIR 2008

Pour illustrer ces deux tableaux, les figures 4.1. représentent les contributions pour les femmes et pour les hommes des écarts inter-régime à l'écart total.

Figure 4.1a. Contribution à l'écart total des écarts entre régimes pour les femmes

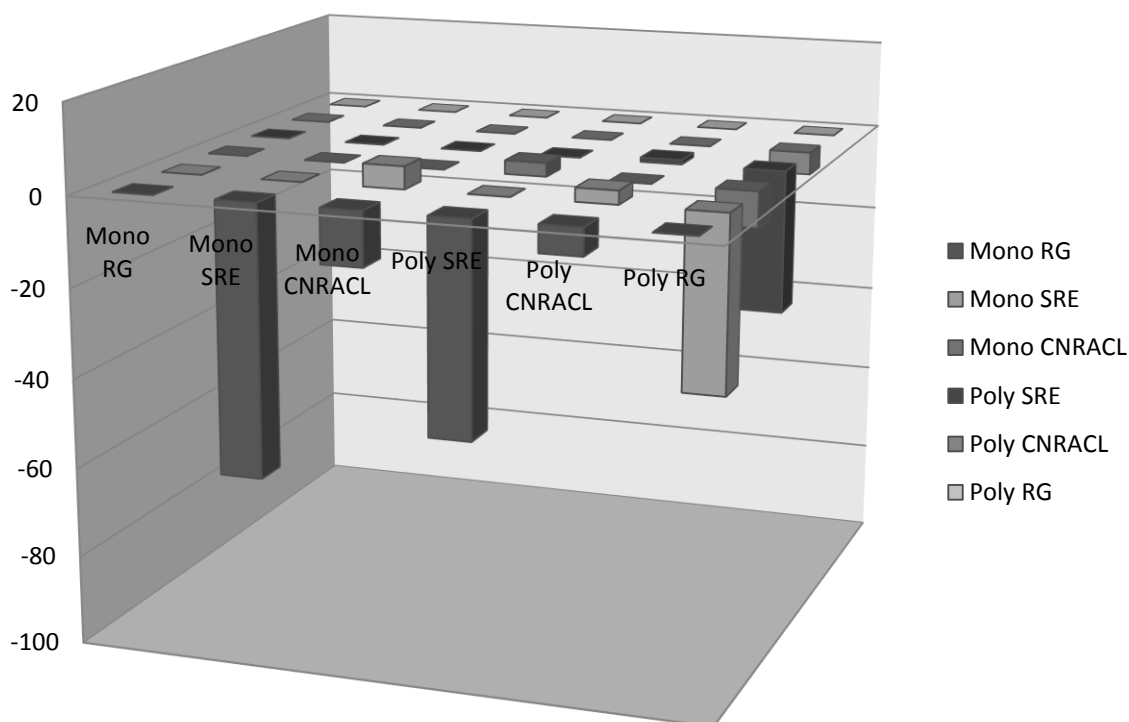
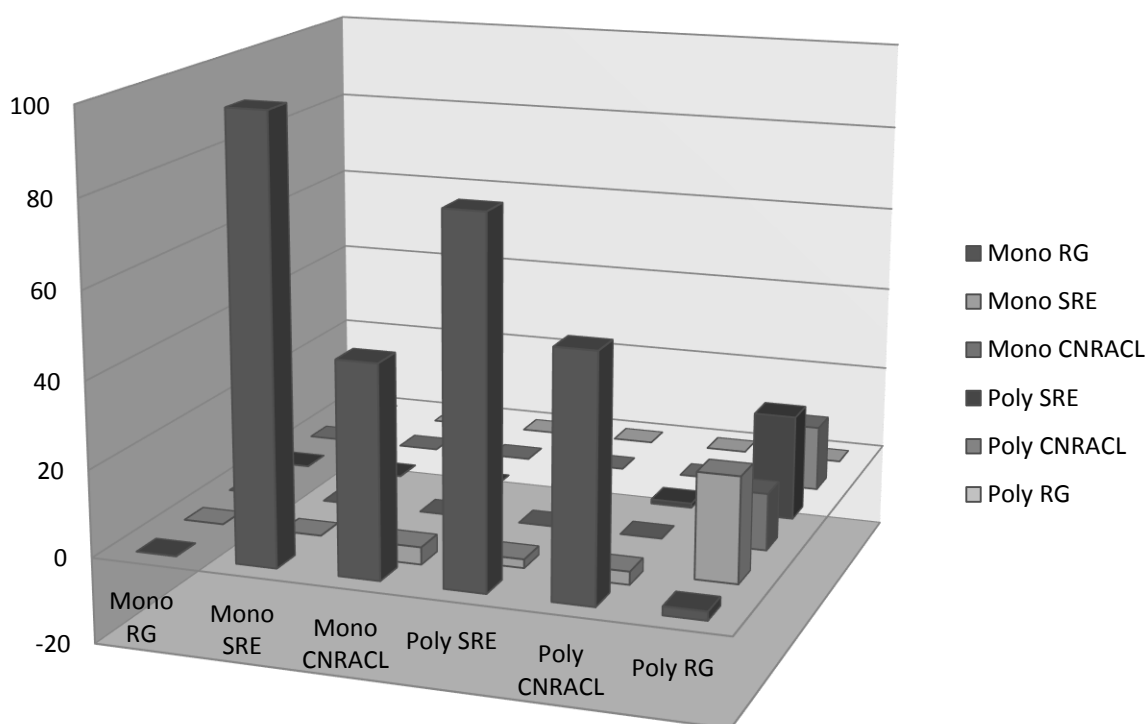


Figure 4.1b. Contribution à l'écart total des écarts entre régimes pour les hommes



Au total la contribution des écarts de pensions hommes-femmes au sein de chacun des groupes est de +530€ ; la contribution des écarts inter-groupes pour les hommes est de +356€ et celle des écarts inter-groupes pour les femmes est de -197 €³⁶. Il faut noter que si dans tous les cas hommes et femmes sont plus nombreux dans le RG et y ont des pensions plus faibles par rapport aux trois versants de la Fonction publique, les écarts observés entre groupes pour les femmes contribuent de façon beaucoup plus marquée (en valeur absolue) à l'écart total que les écarts entre hommes.

4.3 La décomposition des écarts selon les caractéristiques individuelles (Oaxaca-Blinder)

On s'intéresse maintenant aux caractéristiques qui expliquent l'écart des pensions entre les hommes et les femmes. Intuitivement, les femmes ayant 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'invalidité³⁷. 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. On sait aussi qu'il diffère largement entre hommes et femmes, en particulier dans le secteur privé. 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 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. Après avoir vérifié dans le paragraphe suivant que les deux

³⁶ En sommant les trois composantes, on retrouve bien l'écart total de 688€ aux arrondis près.

³⁷ 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.

principales caractéristiques (durée de service et salaire) sont effectivement différemment distribuées entre les hommes et les femmes quel que soit le régime considéré, nous estimerons le poids de ces différences structurelles dans les écarts de retraite en utilisant une méthode statistique de décomposition des moyennes.

4.3.1. Distribution des principales caractéristiques

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.

Pour l'ensemble des retraités, on trouve comme attendu que la distribution des durées pour les hommes est 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 (cf. chapitre 2) (figure 4.2.). 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 sexe³⁸. 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.

Lorsqu'on passe au salaire de référence (figure 4.3), on observe de nouveau des configurations différentes selon les régimes. Les distributions des salaires des femmes pour le régime général (mono ou poly) sont nettement décalées à gauche de celles des hommes, indiquant clairement qu'au désavantage en termes de durée validée s'ajoute celui en termes de salaire. Dans la Fonction publique d'Etat, les distributions sont plus comparables, plus irrégulières également et le désavantage en termes de salaire de référence pour les femmes n'est pas si évident, surtout chez les monopensionnés. Pour les monopensionnées de la CNRACL, les configurations sont encore plus particulières, avec deux pics, l'un autour de 1600 euros, l'autre vers 2500 euros, et une plus forte proportion de femmes dans les salaires les plus bas. On ne retrouve pas ce schéma pour les polypensionnés CNRACL, les configurations étant plus voisines de celles observées pour le régime général, avec une accumulation de petits salaires, mais toutefois à des niveaux supérieurs en montant. Les pics multiples dans les trois versants de la Fonction publique observés surtout parmi les monopensionnés résultent certainement de l'existence de grilles salariales qui conduisent les personnes d'une même catégorie et d'un même corps au même indice terminal.

³⁸ 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 4.2. Distribution des durées validées selon le sexe

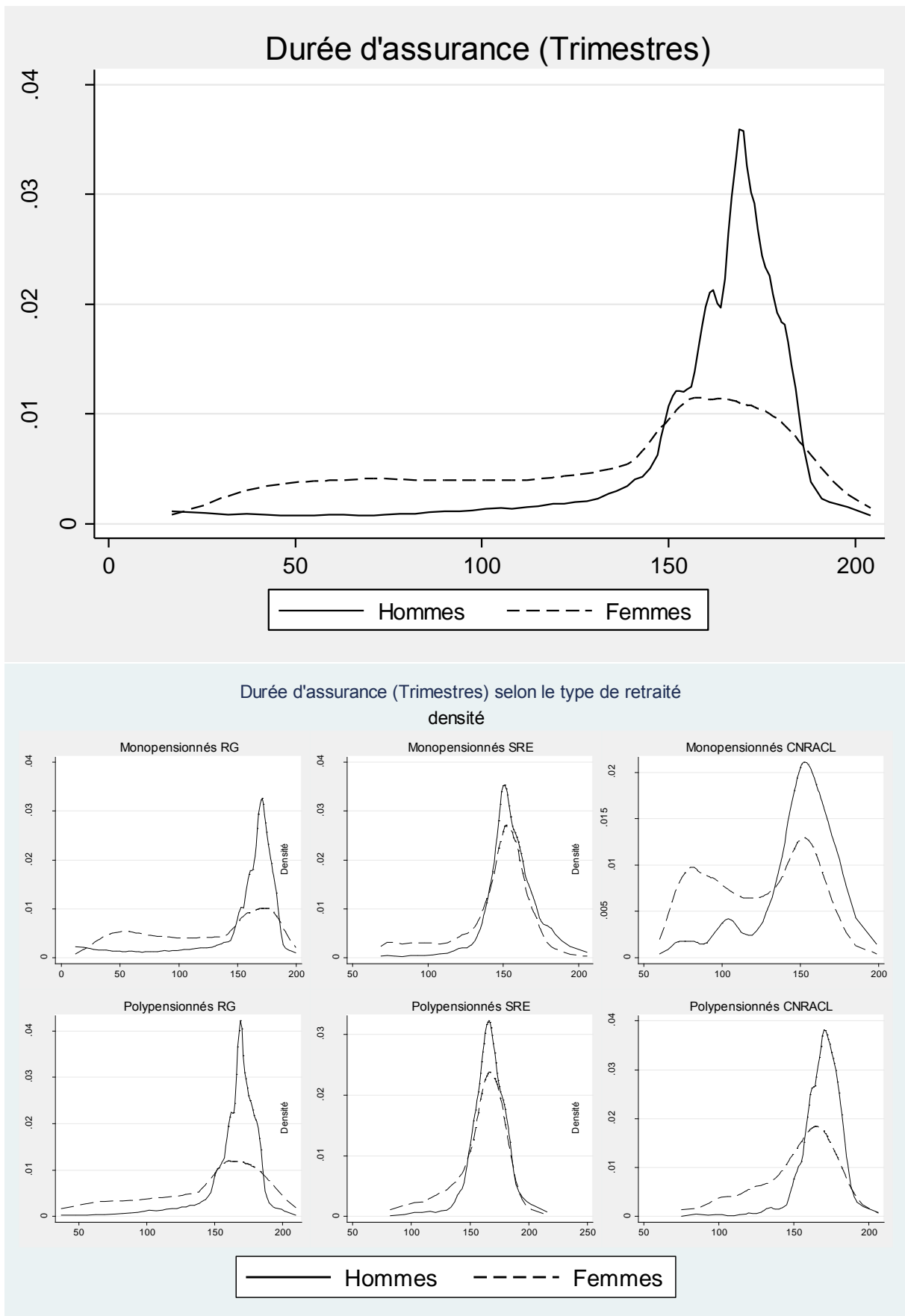
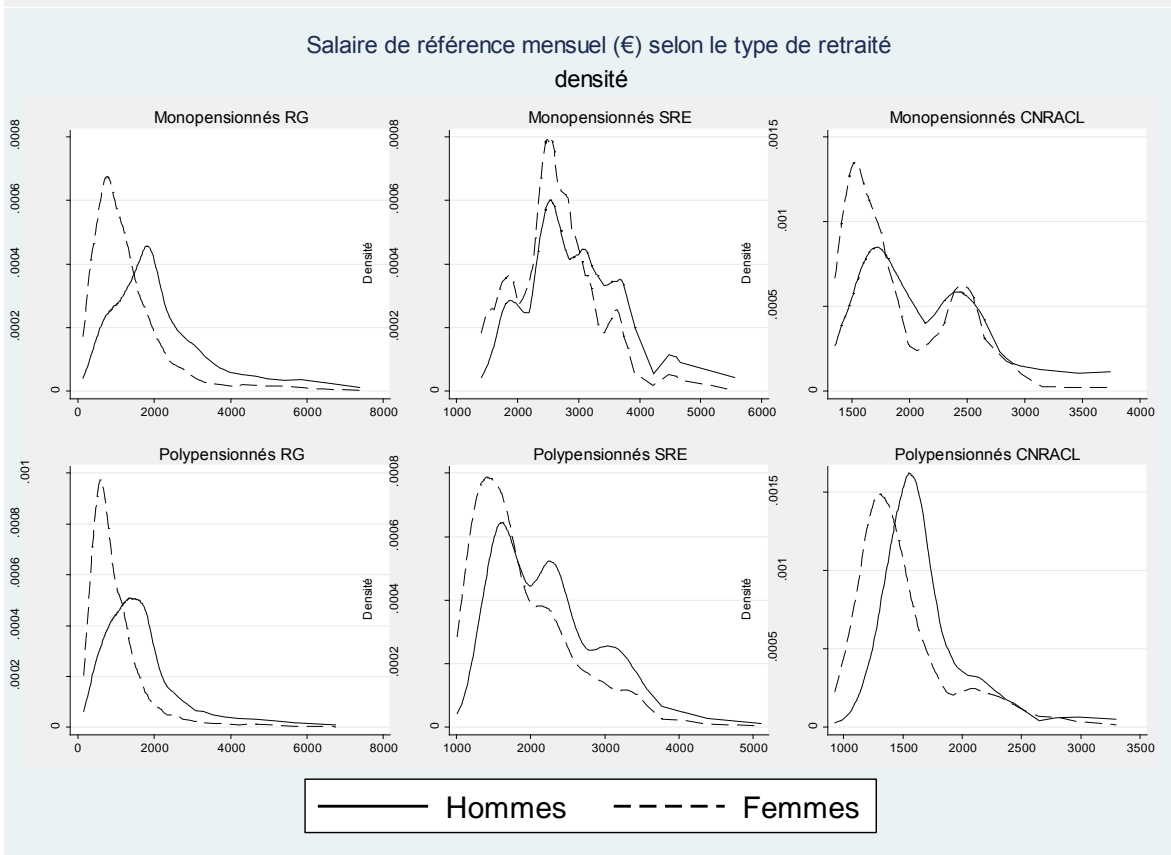
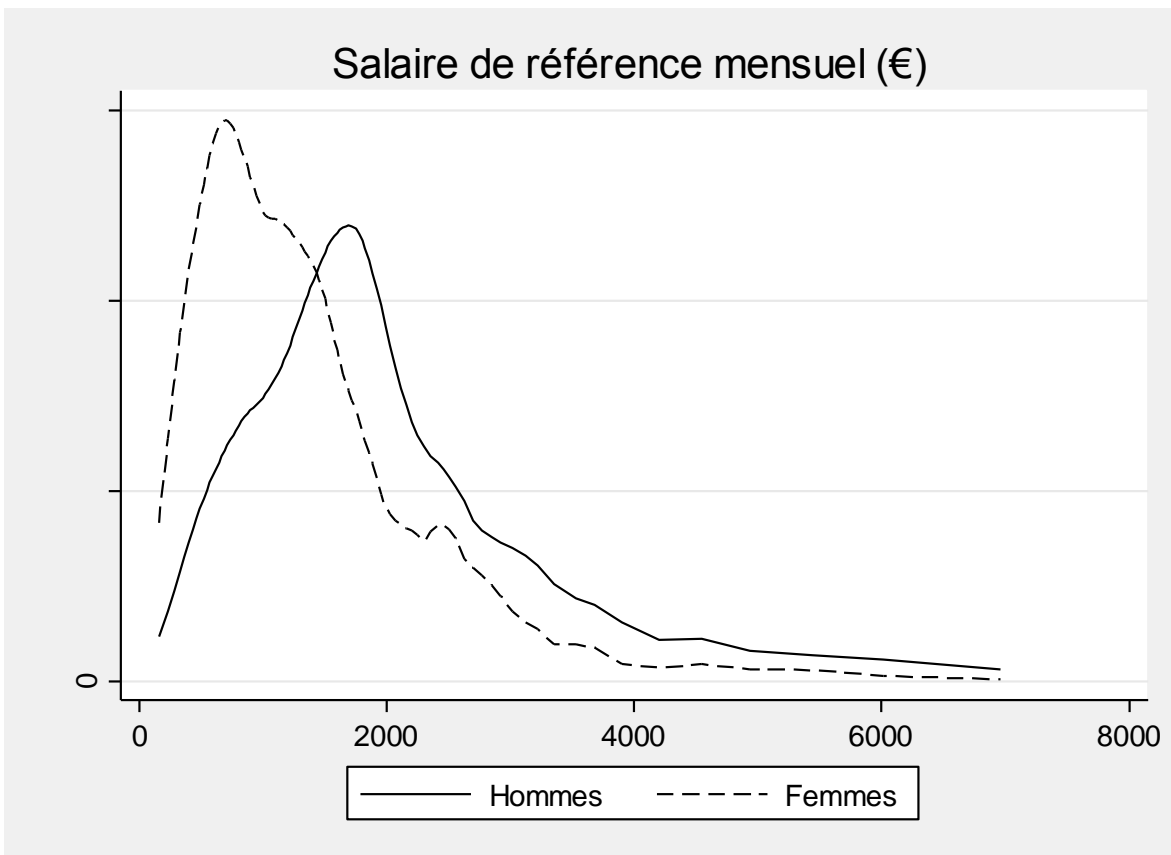


Figure 4.3. Distribution des salaires de référence selon le sexe (*)



(*) 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.

4.3.2. Décomposition des écarts de pension moyenne selon les principales caractéristiques

Nous passons maintenant à l'analyse des écarts de pension moyenne entre les hommes et les femmes. Il s'agit ici d'identifier l'importance relative des facteurs qui interviennent dans le calcul des pensions pour expliquer l'ampleur de l'écart.

- Présentation de la méthode

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 :

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

où W_m (resp. W_f) représente le salaire moyen estimé des hommes (resp. des femmes), \bar{X} les caractéristiques individuelles observées et β^* la norme utilisée pour valoriser ces caractéristiques. Dans l'idéal, β^* 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 $(\bar{X}'_m - \bar{X}'_f)\beta^*$ 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)³⁹ 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 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.

³⁹ 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.

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 dé plafonner 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.

- Mise en œuvre pratique

La méthode est simple à mettre en œuvre. Il faut, dans un premier temps choisir la référence permettant de calculer β^* . De façon classique, nous retenons comme référence les coefficients estimés sur l'ensemble de l'échantillon (hommes et femmes), mais une autre norme pourrait être retenue. Dans un second temps, on régresse la pension de retraite séparément pour les hommes, pour les femmes, puis pour l'ensemble de l'échantillon, ce qui permet d'obtenir respectivement

$\beta_m, \beta_f, \beta^*$, ou, plus précisément un estimateur de ces vecteurs de paramètres. En les appliquant aux vecteurs moyens des caractéristiques, on détermine les différents termes de la décomposition.

- Choix des variables

Comme indiqué en introduction, les variables utilisées pour expliquer les écarts sont les facteurs intervenant dans le calcul des pensions : la durée de la carrière (durée d'assurance), le salaire de référence, la présence d'au moins 3 enfants (et la bonification afférente), le fait d'être parti pour inaptitude (ou après de l'invalidité), l'âge de départ, l'année de naissance. Nous ajoutons aussi une indicatrice signalant le fait d'être né en France, non parce que ceci a un impact sur la pension, mais parce ces personnes ont des carrières particulières et que cette indicatrice permet de réduire l'erreur de mesure.

Ainsi que nous l'avons déjà rappelé, les formules de calcul des pensions présentent de fortes non-linéarités. Afin d'en tenir compte, plutôt que d'utiliser directement les grandeurs continues (durée de la carrière et salaire de référence principalement, mais aussi âge de départ et année de naissance), nous profitons de l'importante taille de l'échantillon pour modéliser de façon plus souple l'impact de ces facteurs sur la pension. Plus particulièrement, une indicatrice est créée pour chaque tranche de 5 trimestres (pour la durée), pour chaque tranche de 100€ (pour le salaire de référence), pour chaque année de naissance et pour chaque trimestre de départ.⁴⁰ Ceci permet donc, par exemple, chaque tranche de durée à avoir un effet différent sur la pension et n'oblige pas le passage de 50 à 55 trimestres à avoir le même effet (marginal) sur la pension que le passage de 150 à 155 trimestres. Dans les résultats présentés, l'effet d'un facteur, par exemple la durée, est calculé en regroupant les contributions de l'ensemble des indicatrices décrivant ce facteur.

- Principaux résultats

Le tableau suivant donne les résultats pour l'ensemble des retraités et pour chaque groupe de pensionnés, c'est-à-dire la décomposition de l'écart Δ et les écarts Δ_i de la première section⁴¹ (les écarts de logarithme ici et non les écarts en niveau). Les résultats détaillés ne sont pas présentés du fait du très grand nombre de variables utilisées (toutes les indicatrices). Précisions toutefois que les ajustements sont de très bonne qualité. Les R^2 des régressions servant au calcul de la décomposition sont élevés : entre 67% et 95%. Ce sont pour les hommes du Régime Général qu'ils sont les plus faibles et ils sont très élevés pour les monopensionnés (hommes et femmes) de la Fonction Publique d'Etat. Cette qualité est due à la fois au fait que nous intégrons les principaux déterminants de la pension de retraite et à la forme très souple utilisée qui permet de prendre en compte au mieux les non-linéarités.

Pour l'ensemble des retraités, l'écart moyen de 0.56 (en log, soit une différence en pourcentage de 75%) est pour 83% attribuable aux différences de composition suivant les différents facteurs pris en compte dans le calcul, à savoir la durée validée, le salaire, les bonifications pour enfants, l'invalidité, l'âge de départ, le lieu de naissance et la cohorte d'appartenance. Dans cet ensemble, la durée et le salaire sont de loin les facteurs les plus explicatifs puisque responsables respectivement de 38% et de

⁴⁰ Dans certains cas, certaines tranches ont été regroupées. Par exemple, il n'y a pas de personnes ayant moins de 60 trimestres parmi les retraités du SRE du fait de la clause de stage (en pratique, très peu ont moins de 100 trimestres). Cela n'empêche pas la comparaison entre types de pensionnés.

⁴¹ A partir de maintenant, plutôt que de s'intéresser séparément aux monopensionnés et aux polypensionnés, on traite dans un premier temps les monopensionnés, puis l'ensemble des pensionnés du régime (mono et polypensionnés) pour des questions d'effectifs nécessaires aux traitements statistiques.

54% de l'écart total. L'effet de la bonification pour enfants est proche de zéro. Enfin les autres effets de composition (l'invalidité et les différences d'âge) sont négatifs et donc jouent en faveur des femmes, mais expliquent une très faible part de l'écart. Seule l'origine a un effet notable (ne représentant cependant que 6% du total) traduisant le fait que les personnes nées hors en France sont plus fréquentes parmi les hommes et le fait qu'elles ont des pensions plus faibles toutes choses égales par ailleurs. Il reste un résidu – ou écart inexpliqué – de 0.098 (17% du total) qui est en faveur des hommes.

Tableau 4.1. Décomposition des écarts de retraite moyen (en log) pour l'ensemble et par type de pensionné

	Ens		RG		SRE		CNRACL	
	Ens	Mono	Ens	Mono	Ens	Mono	Ens	
Hommes	7,104	6,920	7,027	7,701	7,660	7,363	7,368	
Femmes	6,539	6,315	6,359	7,497	7,449	7,082	7,131	
Ecart total	0,564	0,605	0,668	0,204	0,211	0,280	0,237	
Ecart expliqué	0,466	0,620	0,521	0,192	0,169	0,221	0,166	
<i>dû à la durée</i>	0,217	0,222	0,269	0,072	0,070	0,116	0,132	
<i>dû au salaire</i>	0,302	0,506	0,335	0,120	0,091	0,094	0,018	
<i>dû à l'âge de départ</i>	-0,008	-0,041	-0,028	0,001	0,002	-0,003	-0,006	
<i>dû aux enfants</i>	0,002	0,000	0,001	0,002	0,007	-0,006	0,004	
<i>dû à l'invalidité</i>	-0,009	-0,026	-0,016	-0,001	0,000	0,001	0,000	
<i>dû aux cohortes</i>	-0,004	0,005	-0,002	-0,002	0,001	0,020	0,019	
<i>dû à l'origine</i>	-0,033	-0,046	-0,038	0,000	0,000	0,000	0,000	
Part expliquée	83%	102%	78%	94%	80%	79%	70%	
Ecart inexpliqué	0,098	-0,015	0,148	0,011	0,042	0,059	0,070	
Part inexpliquée	17%	-2%	22%	5%	20%	21%	30%	

Source : EIR 2008

Lorsque l'on examine les résultats par type de pensionnés, on retrouve le fait que les écarts de pension sont en moyenne beaucoup plus faibles dans la Fonction publique (pensionnés du SRE et de la CNRACL) qu'au régime général qui regroupe les femmes ayant les carrières les plus heurtées, les moins favorables et qui ont connu plus fréquemment l'inactivité. Les écarts sont aussi systématiquement plus forts pour les ensembles monopensionnés/polypensionnés que pour les seuls monopensionnés (sauf à la CNRACL).

On notera que dans tous les cas, la partie inexpliquée de l'écart est beaucoup plus faible parmi les monopensionnés que lorsque que l'on considère ensemble monopensionnés et polypensionnés. C'est particulièrement vrai pour les monopensionnés du régime général. En effet, le lien entre durée, salaire de référence et pension est plus complexe pour les polypensionnés, puisque les pensions sont calculées indépendamment les unes des autres, ce qui amplifie les non-linéarités mentionnées dans la partie méthodologique.

Pour chaque régime, les différences de composition sont essentiellement les différences en termes de durée et de salaire. La figure 4.4 reporte les composantes de l'écart expliqué et fait bien ressortir le rôle prépondérant des salaires et des durées. Pour les retraités du régime général, comme pour ceux du SRE, la contribution des différences de salaire est plus forte que celle des écarts de durée, surtout pour les monopensionnés. Dans tous les cas, la prise en compte des polypensionnés réduit l'écart moyen de salaire de référence entre hommes et femmes, ce qui se traduit par une réduction de la contribution des écarts de salaires (plus modestement au SRE) au bénéfice de la partie

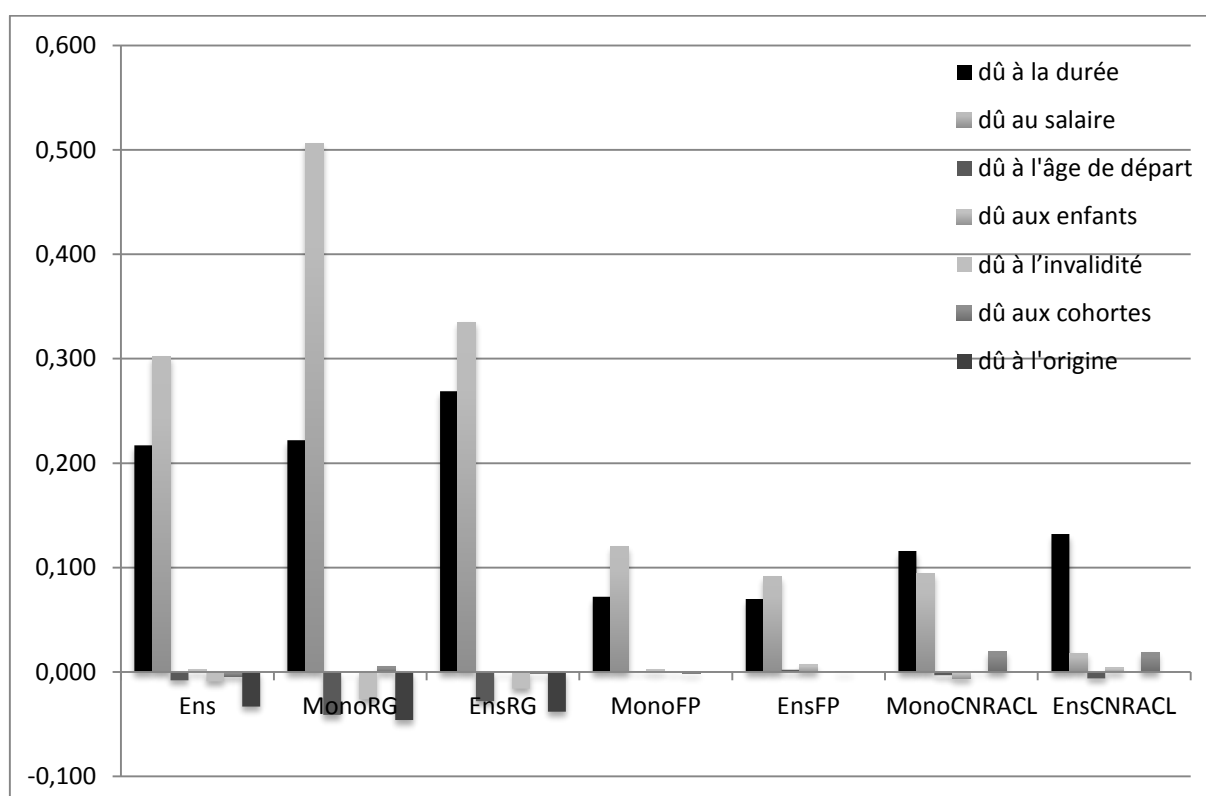
inexpliquée essentiellement. En revanche, l'écart de durée moyenne augmente au Régime Général et (modestement) à la CNRACL, tandis qu'il reste stable pour le SRE. Ceci peut expliquer l'augmentation de la contribution des écarts de durées aux écarts de pension dans les deux premiers régimes lorsque l'on considère l'ensemble de leurs pensionnés. En outre, comme signalé, en incluant les polypensionnés (et particulièrement au régime général), on ajoute des hommes dont le lien entre salaire et pension est moins précis que pour les monopensionnés (voir ci-dessus). Enfin, globalement, au SRE et à la CNRACL, les contributions des salaires et des durées sont plus modestes qu'au régime général, du fait de la plus grande homogénéité des carrières. Comme on l'a vu dans les statistiques descriptives, les écarts de durée dans ces régimes sont beaucoup plus faibles entre hommes et femmes, à la fois parce que les petites carrières sont exclues, ensuite parce que les carrières complètes y sont plus nombreuses pour les femmes que dans le secteur privé.

On remarque que la contribution des salaires est la plus faible pour la CNRACL lorsqu'on prend en compte les polypensionnés. Les femmes bénéficiaires de polypensions dans les fonctions publiques territoriale et hospitalière composent un ensemble assez hétérogène, avec une part relativement plus importante d'emplois qualifiés, ce qui resserrent les écarts de salaires entre les hommes et les femmes dans ce versant de la Fonction publique et, par voie de conséquence, les écarts de retraite liés aux rémunérations. On voit ici l'intérêt de prendre en compte les polypensions pour avoir une vue plus exacte des situations relatives. La contrepartie est cependant la forte contribution de la partie inexpliquée lorsque l'on inclut les polypensionnés pour les raisons déjà mentionnées.

En ce qui concerne les autres facteurs, la contribution des écarts d'âge de départ est négligeable dans la Fonction Publique. Elle reste faible mais à l'avantage des femmes, au régime général. En effet pour l'ensemble des retraités (hommes et femmes confondus) il est globalement bénéfique de partir à 65 ans plutôt qu'avant (c'est vrai en particulier pour les femmes). Or les femmes sont plus nombreuses à partir à cet âge.

A l'exception des retraités de la CNRACL (et plus spécialement des monopensionnés), les écarts de structure par cohortes ont peu d'impact. Pour les monopensionnés de la CNRACL, ce facteur contribue pour 7% de l'écart et 8% pour l'ensemble des pensionnés de la CNRACL. Par ailleurs, l'impact du taux de parents de 3 enfants et plus est négligeable. Les différences de proportion d'invalides/inaptes jouent peu, sauf pour les retraités du régime général, et ont plutôt tendance à réduire l'écart de pensions moyennes. Là encore l'effet de l'invalidité est positif (toutes choses égales par ailleurs) sur la pension, ce qui peut s'interpréter comme l'effet d'obtenir dès 60 ans le taux plein, même pour une durée faible, qui se traduit par une pension plus élevée. Cet effet positif se combine à un taux plus important d'ex-invalides/inaptes parmi les femmes.

Figure 4.4. Représentation des contributions expliquées, par type de pensionné



Source : EIR 2008

- Le rôle spécifique du minimum contributif/garanti

Le mécanisme qui est certainement le plus fort générateur de non-linéarités est le minimum contributif/garanti. Il est en effet susceptible, pour les personnes ayant une carrière longue mais des salaires faibles, de dé-corréler largement la pension de retraite du salaire de référence. Cet effet, fort pour la pension du régime général, ne doit pas faire oublier que ce mécanisme ne s'applique qu'à la retraite de base et pas aux retraites complémentaires (Arrco, Agirc, Ircantec) qui, elles, restent très liées à la carrière salariale. Pour les fonctions publiques, les carrières suivant des progressions inscrites dans les grilles salariales, le minimum garanti est plutôt susceptible d'introduire des non-linéarités dans l'effet des durées, puisque le minimum était servi plein dès 25 années de services et modulé entre 15 et 25 années de service.⁴² On s'attend, dans tous les cas, à ce que l'introduction du minimum contributif/garanti augmente la part expliquée dans le modèle, dans la mesure où les femmes sont beaucoup plus nombreuses à le percevoir. Notons que cette variable n'est pas une caractéristique de l'individu en tant que telle, à la différence de son salaire de référence et de sa durée d'activité, puisqu'il s'agit d'une caractéristique du système de pension (ie de la formule de calcul) ; néanmoins son introduction permet de mieux prendre en compte les non-linéarités.

Les femmes étant plus fréquemment au minimum contributif/garanti et ce jusqu'à des niveaux de pension assez élevés dans la distribution (en particulier au régime général) et, toutes choses égales par ailleurs, le minimum contributif ayant pour effet d'accroître la pension, il n'est pas surprenant de constater que ces écarts contribuent au bénéfice des femmes à l'écart total de pension (tableau 4.2).

⁴² Les réformes récentes ont introduit des modifications à ce sujet mais le stock de retraités étudié ici est celui de 2008.

Les effets ne sont importants que pour les monopensionnés du régime général, et dans une moindre mesure sur l'ensemble des pensionnés du régime général. Cela a additionnellement pour effet d'un peu réduire la contribution des autres variables observables, mais d'accroître celle des salaires, principalement pour les monopensionnés du régime général.

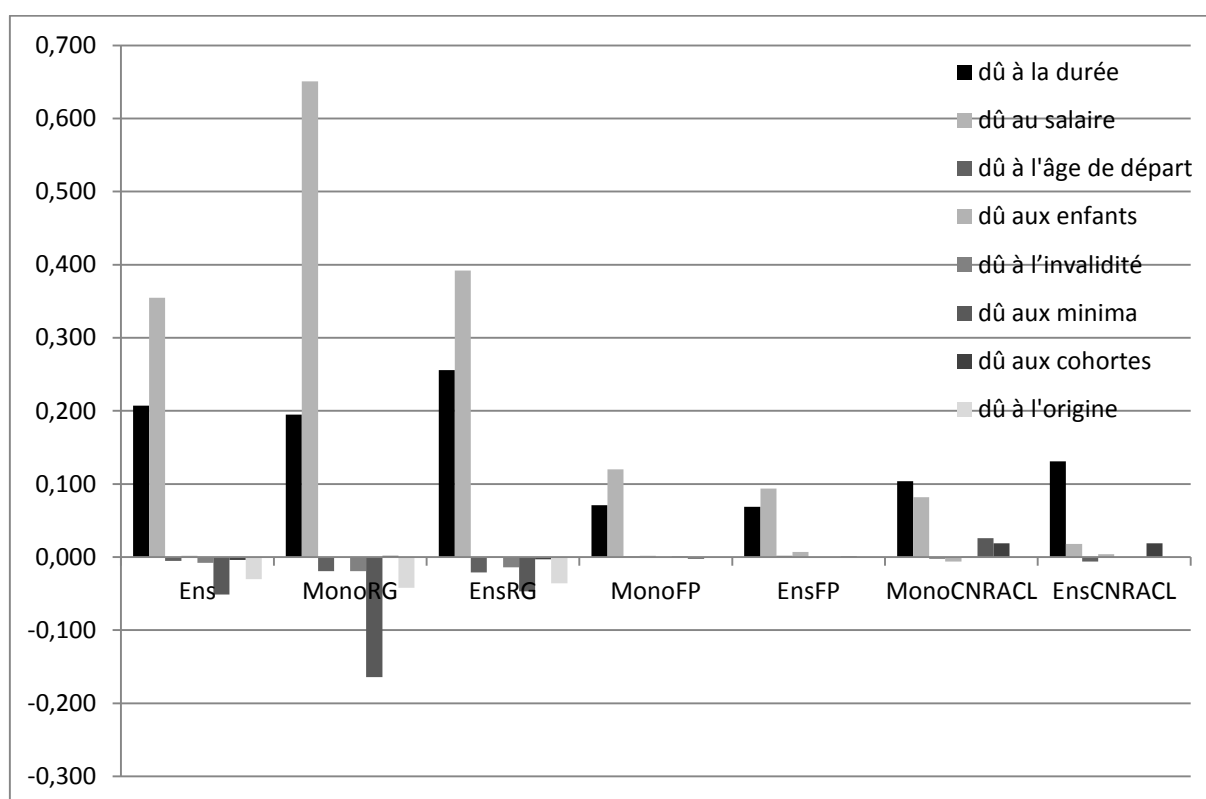
L'effet des minima est particulièrement élevé pour les monopensionnés du régime général, puisque la part expliquée par ce facteur représente plus d'un quart de l'écart total. Autrement dit, cette composante capture le fait que les femmes sont bien plus souvent que les hommes au minimum contributif et que celui-ci est un élément important dans l'explication des écarts des retraites. Si ce filet de sécurité n'existait pas, l'écart des retraites entre les hommes et les femmes serait encore plus grand. Par ailleurs, dans le cas du régime général, la prise en compte du minimum contributif a pour effet d'accroître la contribution aux écarts de différences de salaire entre hommes et femmes, spécialement pour les monopensionnés. En effet, la perception du minimum contributif et le salaire de référence étant corrélés négativement et la perception du minimum ayant un effet positif sur la pension, omettre cette variable conduit à biaiser, et plus particulièrement, à sous-estimer l'effet du salaire sur la pension (biais de variable omise), ce qui se traduit par une contribution plus forte des écarts de salaire lorsque l'on tient compte de la perception du minimum contributif. Ce biais est particulièrement important pour les mono-pensionnés du régime général, du fait de l'importance du minimum contributif pour ces pensionnés (en particulier pour les femmes).

Tableau 4.2. Décomposition des écarts de retraite (en log) pour l'ensemble et par régime – Effet des minima

	Ens		RG		FP		CNRACL	
	Ens	Mono	Ens	Mono	Ens	Mono	Ens	
Hommes	7,104	6,920	7,027	7,701	7,660	7,363	7,368	
Femmes	6,539	6,315	6,359	7,497	7,449	7,082	7,131	
Ecart total	0,564	0,605	0,668	0,204	0,211	0,280	0,237	
Ecart expliqué	0,466	0,604	0,527	0,192	0,172	0,224	0,167	
<i>dû à la durée</i>	0,207	0,195	0,256	0,071	0,069	0,104	0,131	
<i>dû au salaire</i>	0,355	0,651	0,392	0,120	0,094	0,082	0,018	
<i>dû à l'âge de départ</i>	-0,005	-0,019	-0,021	0,001	0,002	-0,002	-0,006	
<i>dû aux enfants</i>	0,002	0,000	0,001	0,002	0,007	-0,006	0,004	
<i>dû à l'invalidité</i>	-0,008	-0,019	-0,014	-0,001	0,000	0,001	0,000	
<i>dû aux minima</i>	-0,051	-0,164	-0,047	0,001	0,000	0,026	0,000	
<i>dû aux cohortes</i>	-0,004	0,002	-0,003	-0,002	0,001	0,019	0,019	
<i>dû à l'origine</i>	-0,030	-0,042	-0,036	0,000	0,000	0,000	0,000	
Part expliquée	83%	100%	79%	94%	82%	80%	70%	
Ecart inexpliqué	0,099	0,002	0,141	0,011	0,039	0,057	0,070	
Part inexpliquée	18%	0%	21%	5%	18%	20%	30%	

Source : EIR 2008

Figure 4.5. Représentation des contributions expliquées par type de régime



Source : EIR 2008

Pour résumer :

- Les écarts entre hommes et femmes sont plus importants pour les retraités du Régime général que pour les pensionnés de la Fonction publique.
- Ces écarts sont très largement expliqués par les différences de salaire de référence et, dans une moindre mesure, de durée.
- Il subsiste une part des écarts qui n'est pas expliquée par les différences de composition suivant les différents facteurs. Cette part est toujours plus forte lorsque l'on considère l'ensemble des retraités d'un régime que lorsque l'on considère ses seuls monopensionnés. Ceci s'explique par le lien moins direct entre les facteurs explicatifs de la pension (salaire, durée) et celle-ci. Elle est aussi relativement importante parmi les monopensionnés de la CNRACL. Il est possible que ceci soit dû à certaines spécificités des conditions de départ dans les Fonctions Publiques Territoriale et Hospitalière, à l'importante proportion des mères de 3 enfants partant après 15 ans de service à la CNRACL ou encore à l'importance du temps partiel.
- Au régime général, les distributions de certains des autres facteurs (âge de départ, taux d'inaptitude/invalidité et lieu de naissance) contribuent plutôt à réduire les écarts et sont donc plutôt en faveur des femmes.
- L'introduction d'une indicatrice de perception d'un minimum a un très fort effet au régime général, spécialement pour les polypensionnés. Le minimum contributif permet de nettement réduire les écarts entre hommes et femmes. Son omission conduit à sous-estimer l'importance des écarts de salaire dans l'écart de pension total.

4.4 Décomposition aux différents quantiles

L'analyse ci-dessus était consacrée aux écarts à la moyenne. Or la distribution des pensions est, comme le montrent les graphiques présentés dans la première section, plutôt irrégulière, du fait, en particulier, des non-linéarités des formules de calcul, des effets de seuil, et aussi, dans le cas de la Fonction publique, des points de masse dus au système indiciaire et aux grilles salariales.

- Présentation de la méthodologie

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)⁴³. 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'influence⁴⁴ 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.⁴⁵

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.

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

⁴³ 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).

⁴⁴ 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.

⁴⁵ 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.

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^{er} décile de pension pour les hommes et le 1^{er} décile de pension les femmes qui est expliquée par les différences de salaire.

- Principaux résultats pour l'ensemble des retraités

La décomposition tout au long de la distribution permet, sur l'ensemble du champ de mettre en évidence quelques résultats marquants. D'une part, les retraites aux premiers centiles des femmes sont supérieures à celles des hommes⁴⁶ (figure 4.6, quart NO). Dès le 5^{ème} centile, l'écart devient en faveur des hommes et il s'accroît dans ce sens jusqu'à atteindre un maximum autour des 15^{ème} et 16^{ème} centiles (avec un écart de plus du simple au double). Il diminue ensuite progressivement et ce n'est que dans les derniers centiles qu'il augmente à nouveau.

On peut avec cette méthode séparer de ce qui provient des différences de composition sur les déterminants observables des pensions et de ce qui provient de la partie inexpliquée (écarts liés aux facteurs inobservables et erreurs de mesure). Comme attendu, les effets de composition sont, à tous les points de la distribution en faveur des hommes et contribuent largement aux écarts. Ils sont assez faibles pour les tout premiers centiles mais croissent rapidement, atteignant un maximum entre le 1^{er} décile (centile 10) et le 3^{ème} décile (centile 30) environ avant de se réduire peu à peu. Dans le bas de la distribution, la partie inexpliquée suit la même tendance. D'abord en faveur des femmes, elle décroît très rapidement avant de se stabiliser à un niveau faible, voire presque nul entre le 6^{ème} et le 9^{ème} décile. Ce n'est que dans le haut de la distribution qu'elle croît (légèrement) à nouveau.

Ainsi, la partie inexpliquée n'a une contribution importante aux écarts que dans les tout premiers centiles et elle est en faveur des femmes. On peut probablement l'associer à des erreurs de mesure sur les pensions de certains hommes dans le bas de la distribution dont les pensions seraient en réalité incomplètes comme déjà suggéré ; ce ne sont en effet pas les caractéristiques observables qui expliquent que les premiers centiles soient les seuls pour lesquels la pension des femmes est supérieure à celle des hommes. Au-delà du premier décile, la partie inexpliquée reste faible, mais en faveur des hommes, en cohérence avec ce que l'on observe pour la moyenne.

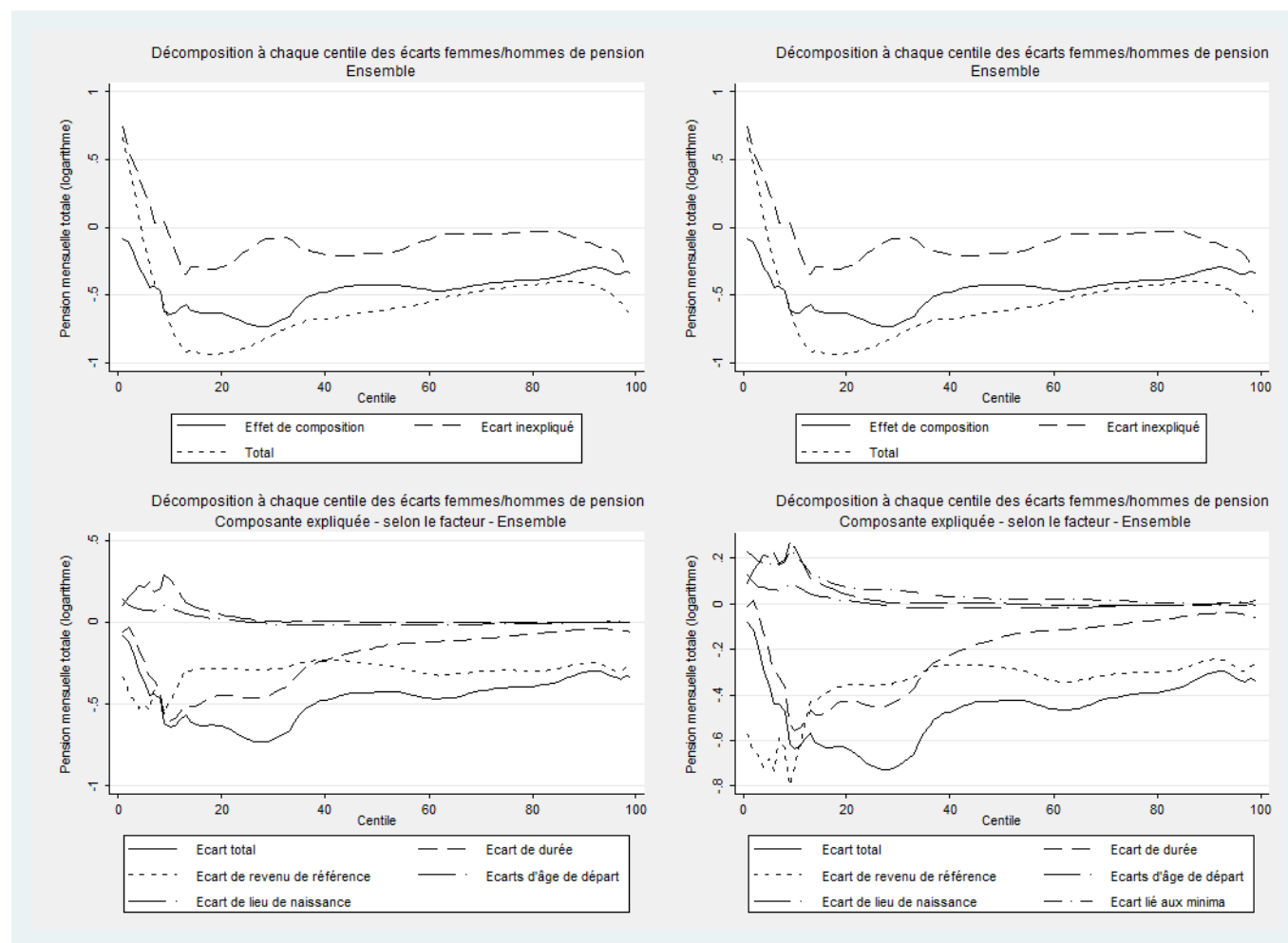
La décomposition permet de distinguer quels facteurs jouent dans les effets de composition (quart SO). Dans le bas de la distribution, les deux paramètres principaux qui déterminent la pension (durée et salaire) jouent dans le même sens et assez fortement. Jusqu'au premier décile environ, ce sont les différences de revenu de référence qui jouent le plus, après quoi la contribution de la durée devient plus importante jusqu'entre le 3^{ème} et le 4^{ème} décile. Cette dernière se réduit ensuite rapidement tandis que la contribution des salaires reste assez stable, constituant dans le haut de la distribution la cause essentielle des écarts. A partir de la médiane, environ, la contribution des écarts de durées

⁴⁶ Pour des montants, rappelons-le, très modestes : de l'ordre de 150€ par mois au cinquième centile.

devient négligeable : à partir du 7^{ième} décile, l'écart total expliqué est essentiellement dû aux différences liées aux salaires. En effet, dès lors que tous, hommes et femmes, ont une carrière complète – ce qui est le cas dans le haut de la distribution des pensions –, les écarts de composition en termes de durée d'assurance deviennent négligeables. Donc au total les effets de composition sont plutôt liés aux différences de durée en bas de la distribution (sauf pour jusqu'au premier décile), deviennent partagés au milieu, et sont plutôt liés aux différences de salaire en haut de la distribution.

Tous les autres facteurs ont un effet négligeable au-delà du 2^{ième} décile. En revanche, en deçà ils sont plutôt en faveur des femmes, la distribution de ces variables contribuant à réduire les écarts de centile entre hommes et femmes. Comme on l'observait déjà sur les écarts de moyenne, ce sont les taux de personnes nés en France qui ont l'impact le plus marqué. Nous interprétons la contribution de ce facteur comme mesurant soit des erreurs de mesure sur les carrières des hommes nés à l'étranger et ayant de faibles pensions, soit représentant des formes de carrière irrégulières et défavorables que l'on observerait plus fréquemment chez les personnes nées à l'étranger. Les autres facteurs ont des contributions plutôt modestes dont l'interprétation est la même qu'à la moyenne. Il est toutefois intéressant de remarquer que ces effets observés à la moyenne sont essentiellement des effets apparaissant dans les tout premiers déciles de pension.

Figure 4.6. Décomposition des écarts de retraite entre les hommes et les femmes aux différents centiles. *Ensemble du champ*



Source : EIR 2008

Note : les graphiques ne représentent les effets que des principaux facteurs (voir annexe 5 pour les graphiques complets) – les estimations prennent cependant en compte tous les facteurs. Les échelles verticales peuvent différer d'un graphique à l'autre.

L'introduction comme facteur explicatif de la perception du minimum contributif modifie un peu les conclusions dans le bas de la distribution. Les femmes étant plus souvent au minimum contributif, les écarts de composition sur cette variable sont en leur faveur, mais si l'effet s'observe jusqu'à assez haut dans la distribution, il est très modeste au-delà des deux premiers déciles : en effet, même si les taux de perception du minimum contributif restent en faveur des femmes jusqu'à des rangs relativement élevés dans la distribution des pensions, la part de pension apportée par le minimum contributif ou le minimum garanti devient de plus en plus faible, ce qui réduit l'impact de cette variable. La prise en compte de la perception du minimum contributif/garanti a un effet sur la contribution de la composition en termes de salaire de référence qui devient plus nettement en faveur des hommes jusqu'au 15^{ième} centile environ. En effet, omettre la perception du minimum contributif/garanti conduit à sous-estimer les effets du salaire de référence sur la pension, comme déjà mentionné.

Cependant, il faut rappeler que ces observations concernent l'ensemble des retraités du Régime Général et de la Fonction publique. On peut s'attendre à ce que les résultats diffèrent lorsque l'on s'intéresse séparément aux différents groupes de retraités.

- Principaux résultats par types de retraités

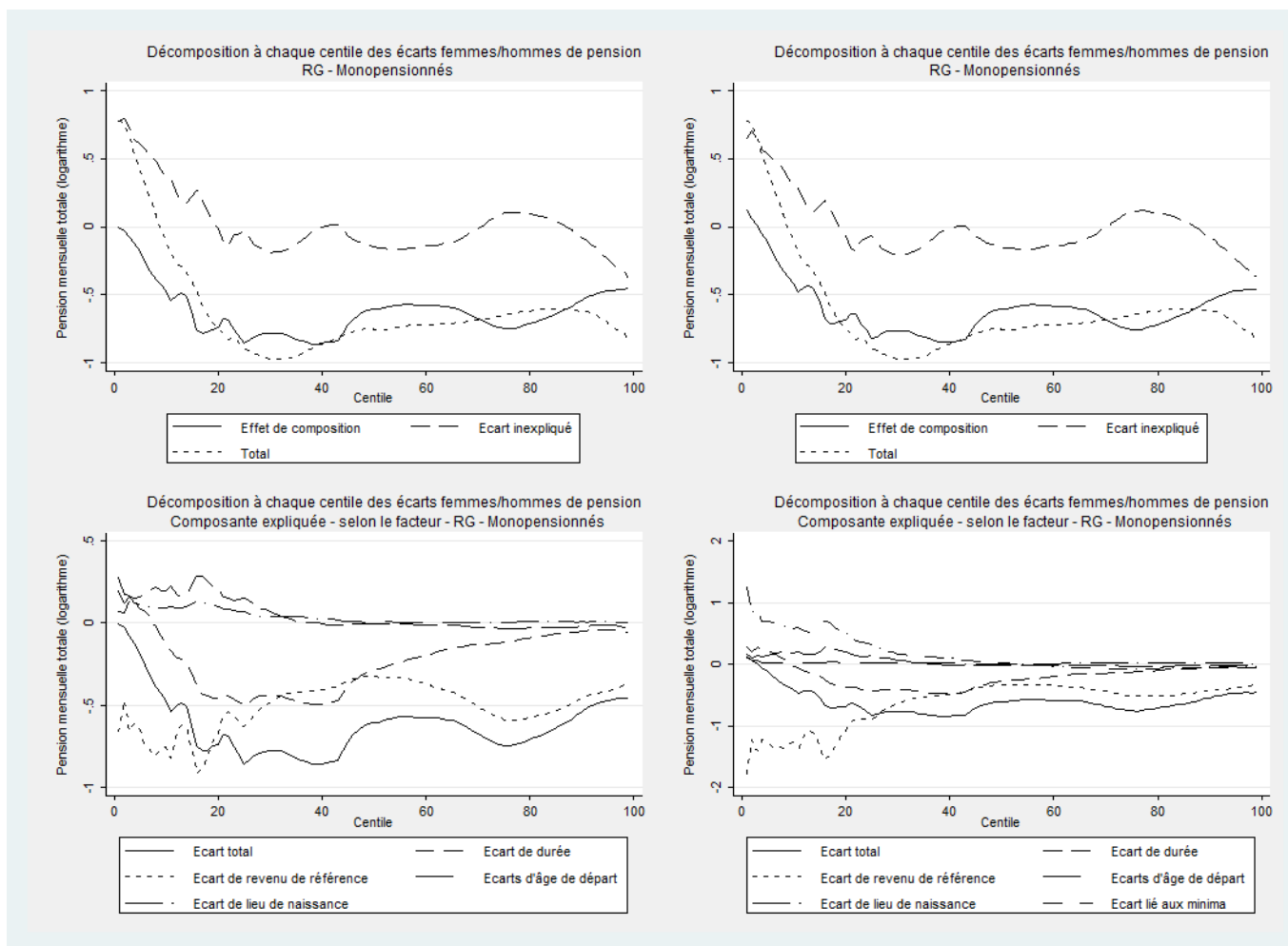
Comme pour la moyenne, et probablement de façon encore plus marquée, cette analyse portant sur l'ensemble des pensionnés de notre champ masque d'importantes disparités selon les types de retraités. Nous nous intéressons maintenant successivement aux monopensionnés du RG, de la FP d'Etat civile, de la CNRACL, puis à l'ensemble des monopensionnés et polypensionnés de ces régimes.

L'allure générale des graphiques pour les monopensionnés du régime général est assez proche de celle de l'ensemble des retraités. Toutefois la contribution des écarts de distribution des salaires de référence est beaucoup plus forte et celle des écarts de durée beaucoup plus réduite au point que les effets des écarts de salaire sont plus importants que ceux des écarts de durées presque (et même toujours lorsque l'on tient compte du minimum contributif) tout au long de la distribution.

Comme attendu compte tenu des résultats des décompositions à la moyenne, l'effet du minimum contributif est plus important que sur l'ensemble du champ : il contribue nettement à accroître l'effet des écarts de distribution des salaires de référence dans le bas de la distribution, environ pour tout le premier quartile. En effet, la contribution des écarts de taux de bénéficiaires du minimum contributif est en faveur des femmes, et la prendre en compte conduit à accroître les effets des écarts de composition en termes de salaire de référence. La contribution (en faveur des femmes) du minimum contributif est aussi amplifiée par rapport à ce qu'on observait sur l'ensemble pour au moins le premier quartile (voire jusqu'au 3^{ième} décile).

On notera aussi que les durées contribuent en faveur des femmes pour les tout premiers centiles, ce qui pourrait s'expliquer par les majorations de durée d'assurance : les femmes ayant des très petites pensions ont des durées plus élevées que les hommes dans ce cas.

Figure 4.7. Décomposition des écarts de retraite entre les hommes et les femmes aux différents centiles. *Monopensionnés du régime général*



Source : EIR 2008

Note : les graphiques ne représentent les effets que des principaux facteurs (voir annexe 5 pour les graphiques complets) – les estimations prennent cependant en compte tous les facteurs. Les échelles verticales peuvent différer d'un graphique à l'autre.

Le profil est assez différent pour les monopensionnés de la Fonction publique, du moins dans le bas de la distribution : d'une part les écarts sont beaucoup plus modestes que pour le régime général, l'écart à la médiane (sur les logarithmes de pension) est ainsi de 5 à 6 fois plus faible.⁴⁷ D'autre part, l'effet total est toujours en faveur des hommes sur toute la distribution. L'allure générale de l'effet total est celle d'une courbe en cloche, l'écart relativement important pour les premiers centiles diminue peu à peu avant de se réduire lentement, sauf pour les derniers centiles pour lesquels la réduction est plus forte. Il est dû essentiellement aux écarts de composition, sauf aux extrêmes de la distribution (deux premiers et dernier déciles environ). En dehors de ces extrêmes, la partie inexpliquée de l'écart est quasiment nulle. Ceci est certainement dû au fait qu'en dehors des extrêmes on trouve essentiellement des personnes, hommes et femmes, dont les carrières sont complètes et ayant atteint les plus hauts indices de leur grille ; aucune non-linéarité n'intervient, la pension étant probablement le simple produit de l'indice terminal par le taux (identique ou presque pour tous). La situation est différente pour les deux premiers déciles : une partie des femmes de ces déciles perçoivent le minimum garanti (seulement dans le premier décile pour les hommes) ; on y trouve aussi les départs anticipés pour les mères de 3 enfants et plus. Dans le haut de la distribution (dernier décile) la partie inexpliquée est un peu plus importante (bien que restant faible). Il se peut que les derniers centiles comptent surtout des carrières très particulières de hauts fonctionnaires peu nombreux et que notre façon de prendre en compte les non-linéarités ne suffise pas à rendre compte de l'ensemble des écarts entre centiles.

Si l'on examine les effets de composition en les détaillant selon les facteurs, on constate d'une part que les différents effets sont d'ampleur très modeste. D'autre part, seules les différences dans les durées et les revenus sont notables. De plus, à partir du 2^{ème} décile environ, le profil est le même que pour le régime général. Les carrières sont plus homogènes (sauf dans le bas). Une interprétation est que parmi les monopensionnés de la Fonction publique, les carrières très longues sont moins nombreuses, du fait des contraintes de recrutement (moins d'entrées précoces), de l'incitation plus réduite à poursuivre l'activité au-delà de l'âge du taux plein (pas de surcote⁴⁸ comme dans le privé, mais pas de complémentaires donc aucun moyen d'accroître sa pension, spécialement pour les personnes ayant atteint l'indice terminal de leur catégorie), et du moindre impact des majorations de durée d'assurance pour les femmes (4 trimestres au lieu de 8). La forme générale des courbes a aussi certains points communs avec celle du régime général dans le bas de la distribution, mais le positionnement des courbes est assez différent. D'une part, il n'y a pas de différence avec le reste de la distribution pour le 1^{er} décile quant aux écarts de composition de salaire, à la différence du régime général. De ce fait, pour les premiers déciles ce sont les écarts de durées qui contribuent le plus aux écarts de pension. La contribution des écarts de salaire reste stable jusqu'au 4^{ème} décile ; au-delà elle croît lentement tandis que celle des durées décroît, exactement comme pour le régime général. La prise en compte du minimum garanti réduit encore cependant en bas de la distribution (pour les premiers centiles) la contribution des écarts de salaire (tout comme il réduit la contribution des écarts de durée).⁴⁹ Du fait du mode de calcul, le minimum garanti efface toutes les différences de salaire de référence et de durée pour les personnes ayant plus de 25 ans de service (en bas de la distribution). En deçà, le mécanisme est plus complexe, puisque le taux de proratisation s'appliquant à l'indice du minimum garanti est plus favorable que celui appliqué à l'indice de liquidation. Les

⁴⁷ Les échelles sont différentes ce qui peut donner l'impression que les effets sont plus massifs pour les pensionnés du SRE que pour ceux du Régime Général. Il n'en est rien.

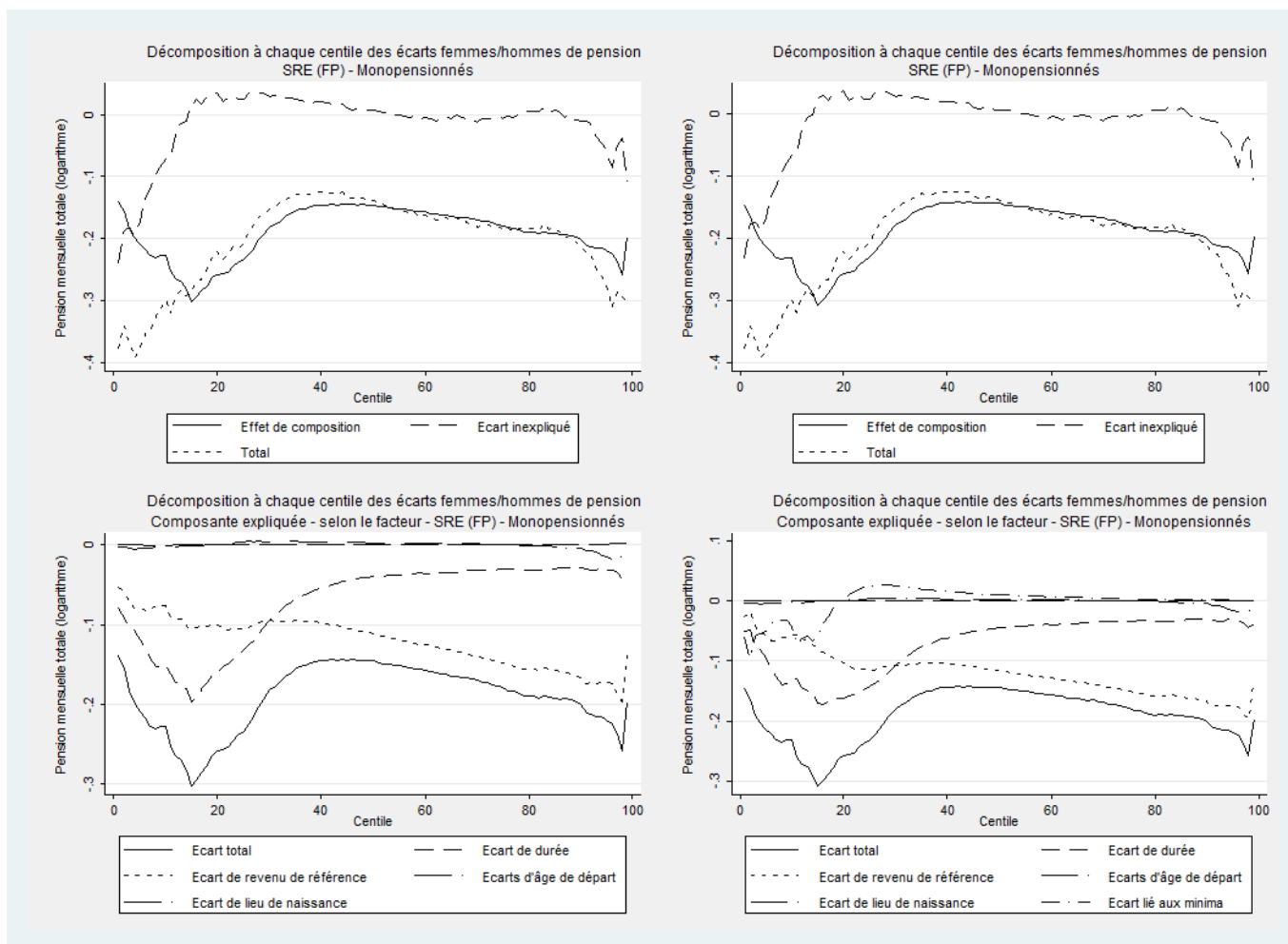
⁴⁸ Les références à la législation concernent les règles avant la réforme de 2003 puisque le stock de retraités étudié est très majoritairement parti à la retraite avant cette date.

⁴⁹ On rappelle le fonctionnement du minimum garanti dans sa version qui s'est appliquée au stock de retraités (départ avant 2010) : la pension individuelle est calculée puis comparée au montant du minimum garanti déterminée à l'aide d'un indice proratisé en deçà de 25 années de service (avec un taux de proratisation plus favorable que le rapport entre durée de service et durée cible comme c'est le cas pour le minimum contributif) et servi plein au-delà.

écarts de taux de bénéficiaire du minimum garanti ont un effet en faveur des hommes (néгатif). Cet effet est faible et disparaît dès le 1^{er} décile environ. En effet, l'effet marginal de la perception du minimum garanti au 1^{er} décile est très faible. De plus, on ne trouve que des bénéficiaires du minimum contributif que jusqu'au 1^{er} décile pour les hommes et jusqu'au 2^{ième} pour les femmes, si bien qu'au total, les taux de bénéficiaires et l'écart de taux résultant sont très faibles. On rappellera que les personnes avec des durées de service inférieures à 15 ans sont soumises à la clause de stage et perçoivent leur pension au régime général, si bien qu'il n'y a pas de personnes avec des très petites durées dans l'échantillon des pensionnés du SRE.

Au total, on retiendra que les écarts sont beaucoup plus faibles à tous les points de la distribution dans la Fonction publique, en raison d'une plus grande homogénéité des carrières, et que les différences d'allure générale s'observent essentiellement dans le bas de la distribution avec une contribution plus marquée des salaires au régime général et des durées dans la Fonction publique.

Figure 4.8. Décomposition des écarts de retraite entre les hommes et les femmes aux différents centiles. *Monopensionnés de la FP d'Etat civile*



Source : EIR 2008

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

Les écarts pour la CNRACL, sont du même ordre de grandeur que pour la Fonction publique civile et donc beaucoup plus faibles que pour les monopensionnés du régime général. L'écart à la médiane (sur les logarithmes de pension) est ainsi près de 2 fois plus faible.⁵⁰ Par ailleurs, l'écart total est toujours en faveur des hommes sur toute la distribution. Il est dû essentiellement aux écarts de composition, sauf aux extrêmes de la distribution (1^{er} et dernier décile environ). En dehors de ces extrêmes, les effets sont relativement stables tout au long de la distribution, même si la partie inexpliquée a tendance à décroître (en valeur absolue, ce qui se traduit par une courbe croissante), jusqu'à même devenir légèrement en faveur des femmes autour des 7^{ième} et 8^{ième} déciles, tandis que l'effet de composition tend à croître légèrement. Si la contribution des écarts de salaire est d'abord plus forte que celle des écarts de durée (sauf pour le premier décile) avant de devenir moins importante, les différences sont cependant très faibles et les évolutions des deux contributions sont presque parallèles.

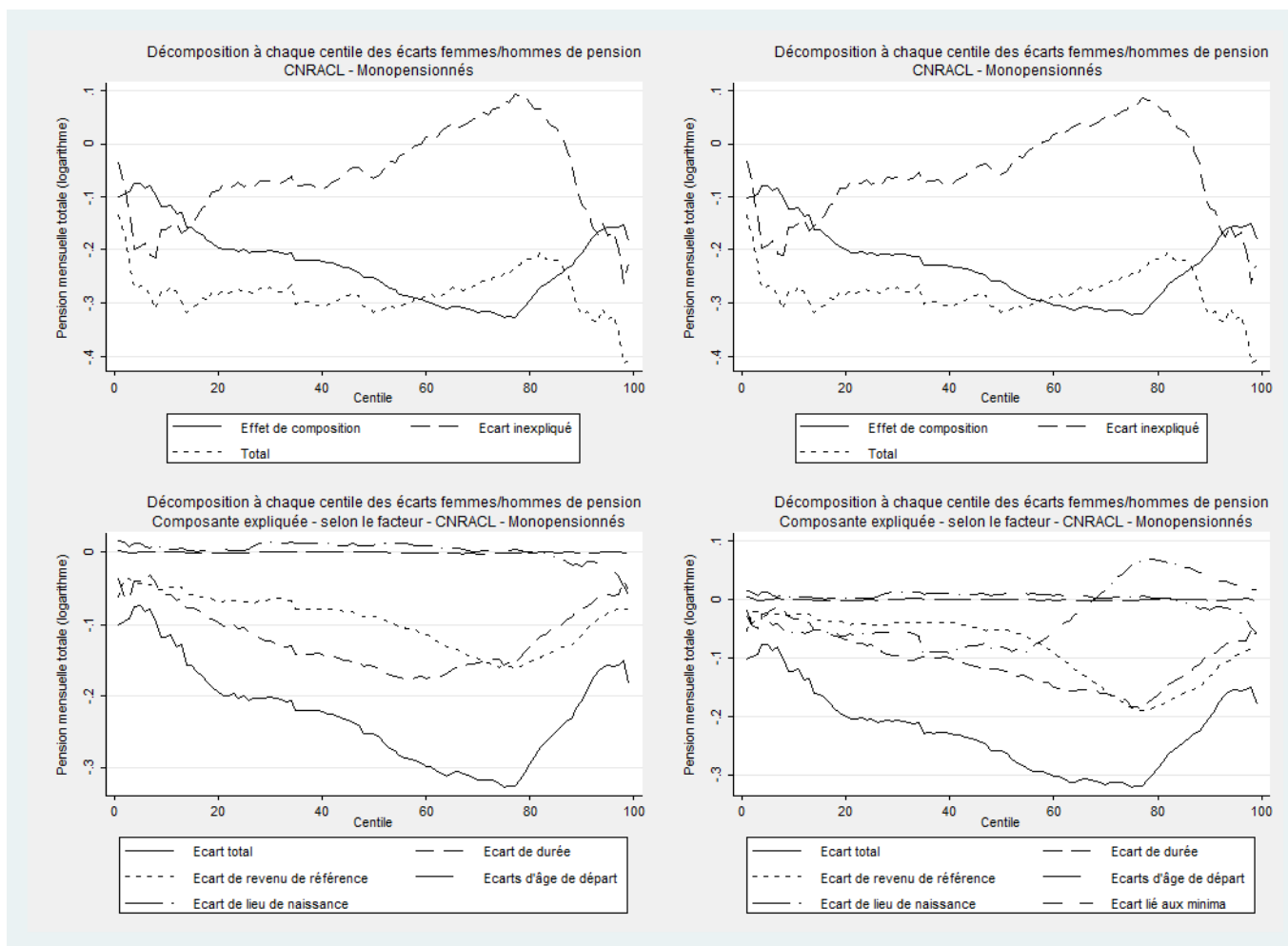
On notera l'existence d'une modeste contribution aux écarts de la structure par âge (déjà observée dans la décomposition de l'écart des moyennes), faible mais présente tout au long de la distribution : les cohortes les plus jeunes ont des pensions plus faibles et les femmes sont plus nombreuses dans ces cohortes (en fait on y trouve essentiellement des femmes).

Enfin la prise en compte des différences liées au minimum garanti est qualitativement similaire à ce que l'on observe dans la Fonction publique (en dehors du premier centile), c'est-à-dire qu'elle diminue la contribution du revenu de référence aux écarts de pension dans le bas de la distribution, mais aussi celle de la durée. En revanche, les effets sont de bien plus grande ampleur : entre (environ) le 1^{er} et le 40^{ième} centile, prendre en compte le minimum garanti efface presque entièrement la contribution des écarts de distribution des salaires, mais aussi, bien que moins nettement, réduit la contribution des écarts de durée. L'effet du minimum garanti persiste jusqu'à la médiane.

Au vu de la taille de l'échantillon pour les hommes pensionnés de la CNRACL (800) nous ne commenterons pas plus en détail la décomposition centile par centile. Il est intéressant de noter que la prise en compte de l'ensemble des pensionnés de la CNRACL (donc en incluant les poly-pensionnés), accroît notablement la taille des deux groupes, en particulier celui des hommes (du moins en proportion). Dans ce cas on constate que l'essentiel des écarts, tout au long de la distribution provient des écarts de durée, en cohérence ce qu'on observait pour la moyenne.

⁵⁰ Les échelles sont différentes ce qui peut donner l'impression que les effets sont plus massifs pour les pensionnés de la CNRACL que pour ceux du Régime Général. Il n'en est rien.

Figure 4.9. Décomposition des écarts de retraite entre les hommes et les femmes aux différents centiles. *Monopensionnés de la CNRACL*



Source : EIR 2008

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

Pour résumer :

- Sur l'ensemble des retraités, les premiers centiles sont plus élevés pour les femmes que pour les hommes. Ceci est dû aux monopensionnés du Régime Général et on peut suspecter que les pensions sont incomplètes pour certains hommes pour lesquels on observe une faible pension.
- Dans tous les autres cas, les écarts sont, à tous les points de la distribution et quel que soit le régime de retraite, en faveur des hommes.
- A tous les points de la distribution, les écarts sont plus forts pour les monopensionnés du Régime Général que pour les pensionnés du SRE et de la CNRACL.
- Dans tous les cas, la partie inexpliquée de l'écart n'est substantielle que pour le bas de la distribution et, plus modestement, à partir du dernier décile. Dans le bas de la distribution, elle est en faveur des femmes pour le Régime général (et pour l'ensemble des retraités du fait du poids de cette catégorie) mais en faveur des hommes pour les pensionnés des Fonctions Publiques. Pour le reste de la distribution elle est plutôt en faveur des hommes, contribuant donc à accroître les écarts mais elle reste très faible, voire négligeable.
- Les écarts de composition sont essentiellement dus aux écarts de durée et de salaire.
- Dans tous les cas, les écarts de durées sont plutôt faibles dans le bas de la distribution, croissent peu à peu puis, après un maximum atteint autour du 15^{ième} centile pour le Régime Général et le SRE, mais autour de la médiane pour la CNRACL, décroissent à nouveau peu à peu pour devenir négligeables ; en effet, dans le haut de la distribution la plupart des retraités ont accompli une carrière complète.
- Dans le bas de la distribution, les écarts de salaire contribuent plus faiblement que les écarts de durée dans les Fonctions Publiques, mais plus fortement au Régime Général. A la CNRACL, les deux facteurs ont, tout au long de la distribution, des contributions assez similaires aux écarts. En revanche, au RG et au SRE, à partir du 3^{ième} ou du 4^{ième} décile, l'essentiel de l'écart de pension est dû aux écarts de salaire.
- La prise en compte des minima de pension par l'introduction d'une indicatrice de perception dans les estimations, contribue à réduire les écarts dans le bas de la distribution au Régime Général tout en accroissant la contribution aux écarts des différences de salaire, et ce jusqu'à environ le 3^{ième} décile, l'effet étant surtout important pour les deux premiers déciles. En revanche dans la Fonction publique, la prise en compte du minimum garanti semble accroître les écarts de centiles, modestement et jusqu'au 2^{ième} décile environ au SRE, de façon un peu plus marquée, et jusqu'à la médiane environ, à la CNRACL.
- Les autres facteurs jouent plutôt en faveur des femmes, mais de façon très modeste tout au long de la distribution et dans tous les cas, à l'exception de l'origine qui a un effet un peu plus marqué au Régime Général et ce jusqu'au 2^{ième} décile. L'effet observé lors de la décomposition des écarts de moyenne provient donc essentiellement du bas de la distribution.

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.
- Andrieux V., Chantel C., 2011, « Les retraites perçues fin 2008 », *Etudes et Résultats*, n° 758.
- Aubert P., Duc C. et Ducoudré B., 2010, « Le modèle PROMESS : Projection « méso » des âges de cessation d'emploi et de départ à la retraite », document de travail Drees, n° 102.
- Aubert P., Duc C. et Ducoudré B., 2013, « French retirement reforms and intergenerational equity in retirement duration », *De Economist*, Vol . 161(3), p. 277-305.
- Aubert P., Duc C., 2011, « Les conséquences des profils individuels des revenus d'activité au long de la carrière sur le niveau des pensions de retraite », *Economie et Statistiques*, n° 441-442.
- Bac C., Bridenne I. et Couhin J., 2008, « Les effets de la réforme du minimum contributif en 2003 : limites et éphémères », *Retraite et Société*, n° 54, p. 65-92.
- Baraton, Befly, Fougère, 2011, *Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite. Le cas des enseignants du second degré public*, *Eco et Stats*.
- Bardaji, Sedillot, Walraet, 2003, « Un outil de prospective des retraites : le modèle de microsimulation Destinie », *Economie et Prévision*, n° 160-161.
- Bardasi, Elena; Jenkins, Stephen P,(2010), "The Gender Gap in Private Pensions". *Bulletin of Economic Research* 62, 343-363.
- Bettio, F., Tinios, P., & Betti, G. (2013). "The Gender Gap in Pensions in the EU". *Publications Office of the European Union*
- Beurnier P., Couhin J., Grave N., 2011, « La réforme des retraites 2010 : quelles conséquences pour le régime général ? », *Cadr@ge* n°15.
- Bonnet C., S. Buffeteau et P. Godefroy, 2006a, « Disparités de retraite entre hommes et femmes : quelles évolutions ? », document de travail INSEE, n° G2006 / 01, 2006
- Bonnet C., S. Buffeteau et P. Godefroy, 2006b, « Les effets des réformes de retraites sur les inégalités de genre en France », *Population*, n°1-2
- Bonnet C., S. Buffeteau et P. Godefroy, 2007, « Disparités de retraite entre hommes et femmes : quelles évolutions au fil des générations ? », *Economie et Statistique*, n° 398-399.
- Bonnet C., Hourriez JM., 2012a, "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., Hourriez JM., 2012b, « La prise en compte du couple par le système de retraite : réversion et partage des droits », *Population-F*, 65 (2).
- Bozio A., 2009, « Evaluation de la réforme de 1993 : nouvelles estimations à partir des données EIR et de l'EIC », Document de travail DREES, Série Etude et recherche, No. 91.
- Bozio A., 2011, « La réforme des retraites de 1993 : l'impact de l'augmentation de la durée d'assurance », *Economie et Statistique*, n° 441-442, p. 39-53
- Bridenne I, Y. Mariama, 2014, « Eclairage sur les écarts de pensions entre les hommes et les femmes à la CNRACL », *QRS*, n°6
- 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.
- Bridenne, 2013, « Les retraités de la Cnracl. Pensions perçues et parcours des cotisants », *QRS*, n° 5.
- Chaslot-Robinet S., 2011, « Le minimum contributif : réglementation et évolutions récentes », *COR*, document 5, Séance plénière du 25 mai 2011.
- Cnracl, 2010, *Recueil statistique 2009*.
- COR, 2009, « Le minimum garanti dans les régimes de retraite de la fonction publique », Document 6, Séance plénière du 13 mai 2009.
- COR, 2012, « Réflexions sur des évolutions possibles des dispositifs de solidarité en matière de retraite », Document 3, Séance plénière du 24 octobre 2012.

- COR, 2014a, « Note de présentation générale », document 1, Séance plénière du COR du 21 mai 2014.
- COR, 2014b, « Les indicateurs d'écart entre les femmes et les hommes en matière de retraite (récapitulatif) », document 14, Séance plénière du COR du 21 mai 2014.
- COR, 2014c, « Ecart de pension entre les hommes et les femmes dans la fonction publique d'Etat », document 8, Séance plénière du COR du 21 mai 2014
- Cowell, Frank and Fiorio, Carlo V. (2011) Inequality decomposition: a reconciliation.
- Debrand T., Privat AG., 2006, « Quelle retraite pour les salariés suite aux réformes de 1993 et de 2003? », Revue française d'économie, Vol. 21, N°1, pp. 173-206
- DiPorto A., Bridenne I., 2011, « Les retraités inaptes et ex-invalides : importance et caractéristiques », Document N°5, Séance plénière du COR, 16 mars 2011.
- Drees, 2008, Les retraites et les retraités en 2008, Collection Etudes et Statistiques, Drees.
- Drees, 2009, Les retraites et les retraités en 2009, Collection Etudes et Statistiques, Drees.
- Drees, 2013, Les retraites et les retraités. Edition 2013, Collection Etudes et Statistiques, Drees.
- 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
- Duc C., Lerméchin H., 2013, « L'impact des réformes de 1993, 2003 et 2008 sur le montant des pensions de base des salariés du secteur privé de la génération 1938 », Dossiers Solidarité Santé, n°37.
- Firpo, S., Fortin, N., & Lemieux, T. (2007). Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions. University of British Columbia (June).
- Firpo, S., Fortin, N. M., & Lemieux, T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 77(3), 953-973.
- Ginn, J. (2001a). Risk of social exclusion in later life: how well do the pension systems of Britain and the US accommodate women's paid and unpaid work?. *International journal of sociology and social policy* 21(4/5/6), 212-244.
- Ginn, Jay, Debra Street, and Sara Arber. (2001b). *Women, Work, and Pensions: International Issues and Prospects*. Philadelphia: Open University Press.
- Jefferson, T. (2009) "Women and Retirement Pensions: A Research Review". *Feminist Economics* 15(4), 115-145.
- Lerman et Yitzakhi, 1985, "Income Inequality Effects by Income," *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 67(1), pages 151-56, February.
- Oaxaca R. (1973), "Male-female wage differentials in urban labor markets", *International Economic Review*, 14(3), p. 693-709.
- Oaxaca R.L., M.R. Ransom (1994). "On discrimination and the decomposition of wage differentials". *Journal of Econometrics* 61(1), 5-21.
- Privat AG, Vanlierde S., 2006, « Les effets de la réforme sur le montant des pensions du régime général », *Retraite et Société*, n° 48, p. 39-59
- Rapoport B., 2012, « L'évolution au fil des générations des droits à retraite acquis en début de carrière. Avant 30 ans, de moins en moins de droits acquis et de différences entre catégories socioprofessionnelles », *Revue française des Affaires Sociales*, n°4.
- SRE, CNRACL, DGAFP, DB, 2011, « Le minimum garanti dans les trois fonctions publiques : réglementation et profil des bénéficiaires », séance du 25 mai, COR, Document 6.
- Service des Retraites de l'Etat, 2009, *Recueil Statistique 2009*.
- Tourne Michèle, 1996, « L'évolution des droits de retraite des femmes au régime général », *Retraite et société*, n°13, p. 49-83.
- Walraet E., 2009, « Comportements de départs à la retraite et niveaux de pension dans la fonction publique d'Etat depuis la réforme de 2003 », *Retraite et Société*, n° 57.

Annexe – Calendrier d’application des réformes

Génération	Secteur privé			Secteur public	
	Durée de référence pour le calcul du taux de liquidation	Durée de référence pour le calcul de la proratisation	Taux de décote par trimestre manquant(1)	Durée de cotisation(2)	Niveau de la décote
1944	160	152	2,375%	152	0%
1945	160	154	2,25%	154	0%
1946	160	156	2,125%	156	0,125%
1947	160	158	2,0%	158	0,25%
1948	160 (40)		1,875%	160	0,375%
1949	161		1,75%	160	0,5%
1950	162		1,625%	161	0,625%
1951	163		1,5%	162	0,75%
1952	164 (41)		1,375%	163	0,875%
1953	165		1,25%	164	1,0%
1954	165		1,25%	165	1,25%
1955	166 (41,5)		1,25%	165	1,25%
1956	166		1,25%	165	1,25%
1957	166		1,25%	166	1,25%
1958	167		1,25%	167	1,25%
1959	167		1,25%	167	1,25%

(1) Sur les pensions, sur le taux, il faut diviser par deux.

(2) La génération est celle des sédentaires hors parents de trois enfants et plus.

Pour les catégories actives de la fonction publique (départ à 50 ans et 55 ans), les règles qui s’appliquent sont celles décalées de 5 ou 10 ans. Par exemple, les fonctionnaires pouvant partir à 50 ans de la génération 1954 sont soumis aux règles correspondant à la ligne « génération 1944 » du tableau.

Tableau - Taux de la décote et condition d’annulation, de 2004 à 2019

année d'ouverture du droit	Taux du coefficient de minoration, par trimestre	Âge auquel le coefficient de minoration s’annule, exprimé par rapport à la limite d’âge du grade
Jusqu’en 2005	0,0	Sans objet
2006	0,125	âge – 16 trimestres
2007	0,25	Age – 14 trimestres
2008	0,375	Age – 12 trimestres
2009	0,5	âge – 11 trimestres
2010	0,625	Age – 10 trimestres
2011	0,75	Age – 9 trimestres
2012	0,875	Age – 8 trimestres
2013	1,0	Age – 7 trimestres
2014	1,125	Age – 6 trimestres
2015	1,25	Age – 5 trimestres
2016	1,25	Age – 4 trimestres
2017	1,25	Age – 3 trimestres
2018	1,25	Age – 2 trimestres
2019	1,25	Age – 1 trimestre