Inégalités de retraite entre les hommes et les femmes dans le privé et le public : une analyse des distributions

Carole BONNET, Dominique MEURS et Benoît RAPOPORT [1]

Les retraites de droit direct des femmes représentent en moyenne un peu plus de la moitié de celles des hommes dans le secteur privé, les quatre cinquièmes dans la fonction publique. À partir de l'échantillon interrégimes des retraités 2008, nous montrons que les différences de salaires de référence et de durées expliquent ces écarts, avec un poids variable le long de la distribution. Les plus faibles durées de carrière des femmes jouent pour les revenus les plus faibles, les salaires pour les deux tiers des plus hauts revenus. Les dispositifs de minimum de pension atténuent les écarts de retraites pour le cinquième des revenus les plus faibles. Nous étudions ensuite les inégalités de retraite parmi les hommes et parmi les femmes. Les dispersions des retraites sont plus fortes dans le privé que dans le public, et du même ordre de grandeur dans chaque secteur pour les hommes et les femmes. La dispersion des retraites des femmes est expliquée à la fois par la diversité des salaires de référence et des durées validées, tandis que ce sont principalement les salaires qui comptent pour les hommes.

1. Chargée de recherches, Institut national des études démographiques (Ined), Unité démographie économique, carole.bonnet@ined.fr ; professeure, EconomiX-Université Paris Ouest, chercheuse associée Ined, Unité démographie économique, dominique.meurs@ined.fr ; maître de conférences, Université Paris 1, et chercheur à l'Ined (chaire IPOPS), Unité démographie économique, benoit.rapoport@univ-paris1.fr. Benoît Rapoport a bénéficié du financement du laboratoire d'excellence iPOPs porté par le COMUE heSam portant la référence ANR-10-LABX-0089. Cette recherche a pu être réalisée grâce au soutien de l'UNSA Éducation avec le concours de l'IRES, et l'étude à laquelle elle a donné lieu est téléchargeable sur : http://www.ires-fr.org/images/files/EtudesAO/UNSAEDUCATION/EtudeUnsa%20ducation%20carts%20de%20retraite%20hommes%20femmes%202015.pdf. Nous remercions le comité scientifique pour ses remarques et retours sur ce travail. Nous avons également bénéficié des commentaires sur nos analyses d'Isabelle Bridenne, Responsable des Études à la Direction des retraites et de la Solidarité de la Caisse des dépôts et consignations, des participants du séminaire 2014 « Question Retraite et Solidarité » de la Caisse des dépôts. Nous remercions aussi la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees) pour la transmission du fichier EIR 2008.

Les inégalités de retraite entre les hommes et les femmes sont devenues une préoccupation politique en France. La réduction de l'écart de pension est affichée comme un des objectifs de la réforme de 2010 et a été réaffirmée par la loi de 2014. En outre, le 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 retraites et pour le Comité de suivi des retraites.

Les transformations démographiques et sociales des dernières décennies expliquent cet intérêt accru pour cette dimension des inégalités entre les hommes et les femmes. Le modèle familial traditionnel de couples stables, mariés, avec l'homme apporteur de revenus et la femme au foyer, est de moins en moins dominant. Ce dernier permettait d'assurer à la femme, malgré une pension directe peu élevée, un niveau de vie proche de celui des hommes, par la mutualisation des ressources pendant la vie de couple à la retraite, et au décès du conjoint, *via* la pension de réversion, qui aboutissait en moyenne au maintien du niveau de vie pour les veuves. Or, la structure démographique de la population de retraités va se modifier, en particulier parmi les femmes. Arrivent à la retraite de plus en plus souvent des divorcés, des célibataires, et la femme retraitée isolée ne sera plus systématiquement une veuve. Ces changements démographiques auxquels s'ajoute la stagnation des progrès de l'égalité sur le marché du travail soulèvent donc la question d'un risque accru de pauvreté des femmes retraitées dont le revenu dépendra de plus en plus de leur activité professionnelle passée. Par ailleurs, le contexte d'allongement de la période de retraite, sous l'effet de l'accroissement de l'espérance de vie, renforce l'intérêt porté à la question du niveau des pensions à la liquidation.

Certes, l'entrée massive des femmes sur le marché du travail et leur participation plus continue que par le passé a réduit les écarts de pension directe (c'est-à-dire les pensions versées aux retraités en fonction de l'activité antérieure) entre les sexes. Ainsi, le ratio rapportant la pension moyenne 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 dans le cas de la France (Bonnet, Hourriez, 2012). Cet écart devrait continuer à se réduire dans le futur, mais ne devrait pas se résorber. En effet, la réduction des disparités salariales 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 en projection (Bettio, Tinios, Betti, 2013 ; Ponthieux, Meurs, 2015), dans un contexte de réformes des retraites qui tendent à resserrer le lien entre les revenus d'activité et les pensions.

Cet article analyse les sources des inégalités de retraite de droit direct en France en 2008 en prenant en compte la disparité des régimes existants selon le secteur d'activité et les différents dispositifs de retraite. Il reprend et

résume les résultats d'un rapport rendu en 2015 (Bonnet, Meurs, Rapoport, 2015). L'un des apports de l'article est d'étudier les différences entre régimes publics et privés, les femmes étant proportionnellement plus nombreuses dans le secteur public. Précisons d'emblée que nous raisonnons sur les retraites directes perçues par des individus, c'est-à-dire que nous n'abordons pas les questions de niveau de vie des retraités, celui-ci dépendant de la composition et des ressources totales du ménage. Dans un premier temps, nous dressons un état des lieux des différences des niveaux de retraites entre les hommes et les femmes percevant au moins une pension du Service des retraites de l'État (SRE), de la Caisse nationale de retraites des agents des collectivités locales (CNRACL) ou du régime général (RG) et de ses régimes complémentaires (I). Dans un second temps, nous estimons le poids respectif d'abord des régimes (II), ensuite des éléments du calcul des pensions dans les écarts constatés de retraite entre les hommes et les femmes (III), en nous intéressant non seulement aux moyennes mais aussi à l'ensemble de la distribution (IV), ce qui constitue un second apport de l'article. Enfin, compte tenu de la diversité des situations à l'intérieur de chaque régime pour chaque sexe, il est instructif d'examiner l'ampleur et les causes des disparités de pensions parmi les femmes et parmi les hommes (V).

I. Données utilisées, champ de l'étude et statistiques descriptives

La pension de retraite d'un individu est constituée de différents éléments : la pension de droit direct correspondant aux droits acquis à titre personnel par l'individu et la pension de réversion correspondant à une fraction de la pension du conjoint défunt qu'un veuf ou une veuve peut percevoir. L'analyse porte sur les pensions de droit direct, complémentaires incluses, perçues en 2008 par les anciens salariés du secteur privé et/ou de la fonction publique et n'inclut pas les pensions de réversion. Par conséquent, nous excluons de l'analyse les personnes ne percevant qu'une pension de réversion [2]. Avant de présenter la base de données utilisée, nous précisons d'abord le champ de l'étude et les différentes catégories de retraites.

I.1. Les catégories des régimes de retraite retenues pour l'étude

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 trois des plus importants régimes de salariés : le régime général (RG), la Caisse nationale de retraites des agents des collectivités locales (CNRACL) et le Service des retraites de l'État (SRE) pour

2. Est aussi exclu le minimum vieillesse (maintenant l'Allocation de solidarité aux personnes âgées – Aspa).

la fonction publique civile. Cela représente 87,2 % des salariés retraités de droit direct d'un régime de base. Que l'employeur ait été public ou privé joue d'abord dans les mécanismes de calcul des droits à pension et de leur montant. Sans entrer dans le débat public/privé qui dépasse le cadre de ce texte, les règles pour calculer le salaire de référence (sur les 25 meilleures années pour la retraite de base dans le privé, sur les six derniers mois dans la fonction publique mais hors primes [3]) et les durées validées sont différentes. Si les formules de calcul des pensions sont les mêmes pour tous les individus, leurs effets peuvent être plus ou moins favorables aux femmes qu'aux hommes selon la forme de la

Encadré 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'assurance vieillesse des personnes au foyer (AVPF) (Bac, Bridenne, 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 :

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

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.

■■■

3. L'introduction en 2003 du régime additionnel de la fonction publique (RAFP), qui permet une cotisation sur une partie 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 influer sur les résultats présentés dans l'article.

Tableau 1. Montant mensuel du minimum contributif entier non majoré et majoré (2004-2011)

En euros courants (sauf mention contraire)

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

Source : Chaslot-Robinet (2011).

Le minimum garanti (fonction publique)

Le montant du minimum garanti correspond à la valeur de l'indice majoré 227 au 1er janvier 2004 revalorisé depuis cette date dans les mêmes conditions que les pensions, soit un montant de 1 132 euros brut au 1er avril 2012.

Jusqu'en 2003, le minimum garanti entier est acquis au bout de 25 ans de service et servi proratisé entre 15 et 25 ans. 15 ans de service 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 1er janvier 2013, le taux de liquidation obtenu après 15 années de service correspond à 57,5 % du montant maximum. Il progresse ensuite de 2,5 points par an entre 15 et 30 ans de service 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 1er janvier 2011). Le calcul est le même que précédemment au-delà de 15 ans de service. En deçà, le minimum garanti est égal à 100 % x (nombre de trimestres effectifs/nombre de trimestres requis pour obtenir 75 % de pension).

carrière des uns et des autres. 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 a un impact négatif plus important pour les hommes que pour les femmes, ces dernières étant employées majoritairement dans l'Éducation nationale 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 ont des carrières plus continues que dans le privé et ne sont pas confrontées au risque de chômage. Plus qualifiées, elles ont également de meilleures rémunérations en moyenne que celles qui ont travaillé dans le secteur privé, ce qui n'est pas le cas des hommes.

Par ailleurs, la mobilité des individus sur le marché du travail conduit à leur affiliation à ces différents régimes de retraite. Les salariés ne se répartissent pas en deux groupes distincts, retraités du public ou bien retraités du privé. Les carrières professionnelles comprennent souvent des épisodes successifs d'un secteur à l'autre (par exemple, commencer par un emploi dans le privé et passer ensuite un concours de la fonction publique), ou des épisodes simultanés (exercer à la fois une activité d'indépendant et de salarié). À chaque emploi correspond le versement d'une rémunération, et à chaque rémunération une cotisation retraite. 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 n'est pas neutre dans une comparaison entre hommes et femmes. En effet, comme les femmes sont moins souvent polypensionnées que les hommes, ne comparer les pensions que du point de vue des régimes peut conduire à sous-estimer l'écart des retraites entre les sexes, la polypension étant souvent associée à une carrière plus longue ou une activité simultanée, que ce soit comme salarié ou indépendant. La moindre fréquence des polypensions chez les femmes, surtout dans ce dernier cas, s'explique aisément par les plus grandes contraintes de temps des femmes actives. Cela joue dans le même sens que le fait qu'elles soient davantage 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 polypensionnés et d'étudier les écarts entre les hommes et les femmes y compris pour ces catégories de retraités.

Enfin, deux dispositifs ont potentiellement un impact différent selon le sexe en fonction de différences de composition de la main-d'œuvre. Le premier est le minimum de pension (minimum contributif dans le régime général et minimum garanti dans la fonction publique), qui relève le niveau des pensions les plus faibles (encadré 1), à condition de partir au taux plein, et dont les femmes bénéficient davantage que les hommes en raison, en particulier, de leurs salaires de référence plus faibles. Le deuxième correspond au plafonnement des retraites de base, pour les salariés du secteur privé. Il joue *a priori* aussi au détriment des hommes, plus nombreux parmi les hauts salaires.

I.2. L'échantillon interrégimes des retraités 2008

Notre recherche est menée à partir de l'échantillon interrégimes des retraités 2008 (EIR 2008) de la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees), base de données qui comprend 233 165 individus percevant au moins un droit direct et éventuellement un droit dérivé d'une caisse de retraite (encadré 2). Cette base 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. Une limite inhérente à cette base est qu'il n'est pas possible de distinguer la fonction publique hospitalière de la fonction publique territoriale ; les retraités de ces versants de la fonction publique sont tous affiliés à la CNRACL.

Encadré 2

L'échantillon interrégimes des retraités

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'échantillon interrégimes des 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 quatre 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, dont 233 165 percevant au moins un droit direct.

Source : *Guide d'exploitation de l'Échantillon interrégimes de retraités 2008*, site internet de la Drees : http://www.drees.sante.gouv.fr/l-echantillon-interregimes-de-retraites-eir,8467.html.

On notera que l'EIR ne permet pas de distinguer la fonction publique hospitalière et la fonction publique territoriale. L'EIR 2008 comprend l'ensemble des retraités, ce qui permet d'étendre l'analyse aux polypensionnés qui constituent près d'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 modifie les écarts de retraite entre les hommes et les femmes. Ainsi, si on considère les affiliés de la CNRACL (fonction publique territoriale ou hospitalière), l'écart constaté sur la seule pension du régime est de 11 % mais il atteint près de 20 % si l'on raisonne sur la pension dans sa totalité. Nous avons choisi comme règle de classification de donner la priorité à l'affiliation à un régime public relativement aux autres régimes, quelle que soit la durée validée dans le régime (soit service des retraites de l'État (SRE) pour la fonction publique civile d'État, la CNRACL, le RG, et autres [4]). Nous n'avons exclu de l'analyse que les individus ayant une pension de la fonction publique militaire en raison du nombre infime de femmes dans ce cas [5]. Les catégories retenues dans la suite (monopensionnés et polypensionnés, SRE, RG et CNRACL) couvrent 83,6 % des hommes et 91,1 % des femmes retraités en 2008 (tableau 2). Outre les anciens militaires, le champ exclut essentiellement les monopensionnés des régimes d'indépendants et d'agriculteurs.

Tableau 2. Répartition des retraités de droit direct selon la catégorie monopensionné/polypensionné et le type de régime d'affiliation en 2008

*En % (sauf *)*

	Hommes	Femmes	Ensemble
Monopensionné régime général (RG)	**42,8**	**55,3**	**48,9**
Monopensionné fonction publique civile	**4,7**	**7,1**	**5,9**
Monopensionné fonction publique militaire	2,8	0,2	1,5
Monopensionné CNRACL	**0,6**	**3,3**	**1,9**
Monopensionné Autre (essentiellement indépendants)	8,8	7,8	8,3
Polypensionné fonction publique militaire	1,9	0,0	1,0
Polypensionné fonction publique civile	**3,6**	**2,8**	**3,2**
Polypensionné CNRACL	**2,7**	**4,0**	**3,3**
Polypensionné RG	**29,2**	**18,6**	**24,0**
Polypensionné Autre	3,0	1,0	2,0
Effectifs totaux *	118 719	114 446	233 165
Part incluse dans l'étude	**83,5**	**91,1**	**87,2**

Champ : retraités de droit direct d'un régime de base, au 31 décembre 2008.
Note : figurent en gras les catégories de retraités retenues dans l'analyse.
Lecture : 42,8 % des hommes et 55,3 % des femmes ayant au moins un droit direct sont monopensionnés du régime général.
Source : EIR 2008.

4. Ainsi un polypensionné RG est défini comme percevant une pension du régime général et d'un autre régime, à l'exception du SRE et de la CNRACL.
5. Les retraités percevant une pension de la fonction publique militaire représentent moins de 5 % du total des hommes et moins de 0,2 % des femmes de la base.

La base de données collecte les éléments du calcul des pensions, notamment les durées validées, les salaires de référence, l'âge de départ à la retraite, sa cohorte (ce qui permet de différencier les générations de retraités qui, par construction, n'ont pas été exposées de façon identique aux différentes réformes), ainsi que les dispositifs particuliers liés à la situation familiale ou à l'invalidité. En théorie, nous disposons de tous les éléments permettant de recalculer le montant exact des pensions selon les règles en vigueur. En pratique, même si on explique la quasi-totalité des retraites par ces éléments, lorsque l'on cherche à résumer ces informations, il reste un peu de « bruit » lié principalement au calcul d'un salaire de référence unique pour l'ensemble des pensions de base et complémentaires.

I.3. Écart à la moyenne et le long de la distribution des retraites des hommes et des femmes

On considère ici et dans toute la suite, la pension tous régimes, incluant pensions de base et des régimes complémentaires. 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 monopensionnées du régime général représente 49 % de celle des hommes (tableau 3). Les écarts sont plus faibles dans la fonction publique, le ratio est de 82 % pour les monopensionnés de la fonction publique civile et de 75 % pour les polypensionnés. À la CNRACL, le ratio est respectivement de 75 % et 83 %.

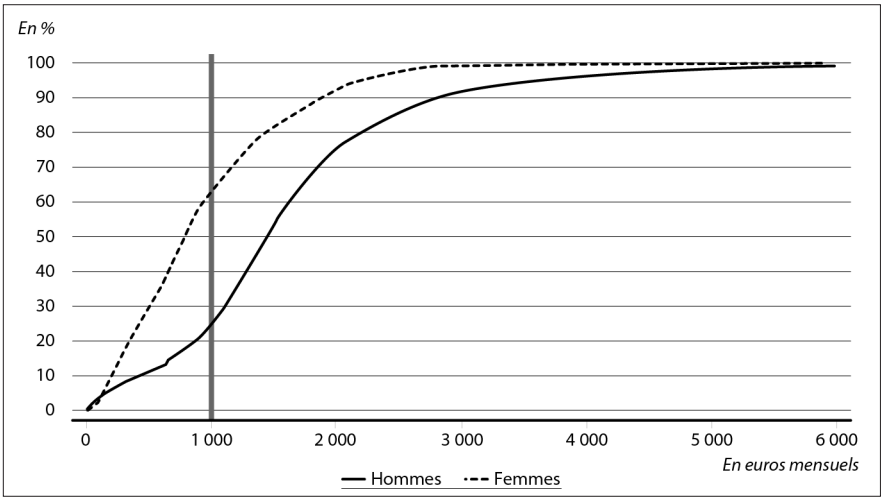
Tableau 3. Écart de pension mensuelle entre les hommes et les femmes selon les régimes en 2008

En euros (sauf mention contraire)

	Ensemble		Mono-pensionnés RG		Mono-pensionnés SRE		Mono-pensionnés CNRACL		Poly-pensionnés SRE		Poly-pensionnés CNRACL		Poly-pensionnés RG + Autres	
	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F
Moyenne	1 617	929	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 (en %)	**57**		**49**		**82**		**75**		**75**		**83**		**52**	
Q1	999	412	753	310	1 831	1 489	1 235	930	1 531	1 214	1 374	1 118	1 005	472
Ratio Pf/Ph (en %)	42		41		81		75		79		81		47	
Médiane (Q2)	1 443	778	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 (en %)	54		47		87		73		74		83		51	
Q3	1 993	1 279	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 (en %)	64		52		83		78		75		83		54	

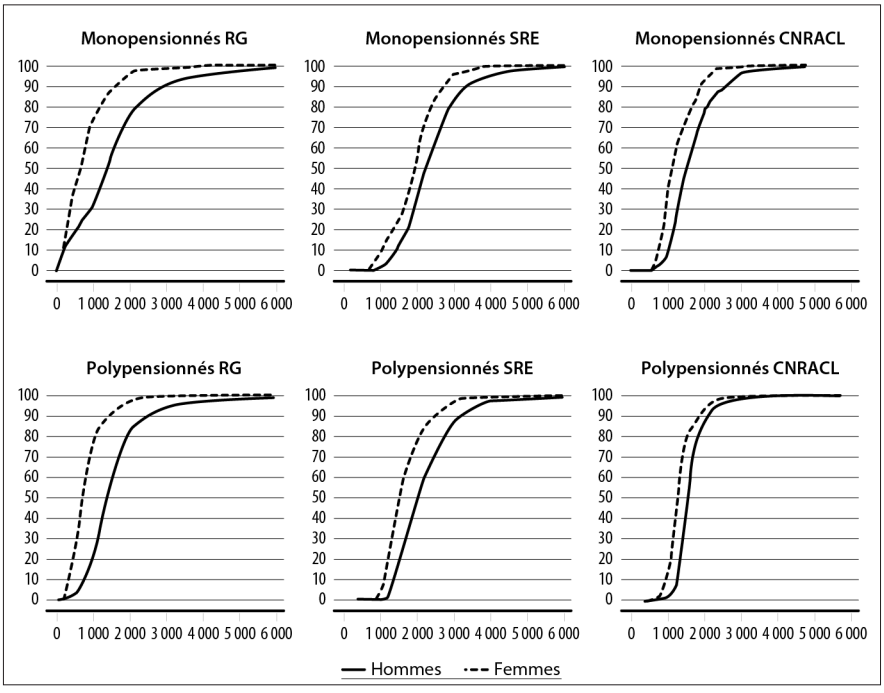
Champ : retraités de droit direct d'un régime de base, au 31 décembre 2008.
Note : le Q1 (premier quartile) indique la valeur de la pension en dessous de laquelle se situent 25 % des pensions. Le Q3 (troisième quartile) indique la valeur de la pension en dessous de laquelle se situent 75 % des pensions.
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'État, les femmes retraités percevant une pension égale à 82 % de celle des hommes.
Source : EIR 2008.

Graphique 1A. Distribution cumulée des pensions de droit direct des hommes et des femmes en 2008 – ensemble des retraités



Champ : retraités de droit direct d'un régime de base, au 31 décembre 2008.
Lecture : l'intersection de la droite verticale et des courbes des hommes et des femmes indique la proportion d'hommes (25 %) et de femmes (63 %) percevant une pension mensuelle inférieure à 1 000 euros.
Source : EIR 2008.

Graphique 1B. Distribution des pensions de droit direct des hommes et des femmes par régime en 2008



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

L'examen des retraites selon le régime d'affiliation montre que, dans tous les cas, les retraites des femmes sont inférieures à celles des hommes à la médiane et aux différents quantiles. Les distributions cumulées des retraites des femmes sont toujours décalées à gauche par rapport aux hommes, ce qui signifie qu'à tous les points de la distribution (sauf dans les tout premiers centiles), les femmes ont des retraites inférieures à celles des hommes (graphiques 1A et 1B). 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.

II. Contributions des différents régimes à l'écart des retraites entre les hommes et les femmes

Sur la population des retraités considérée, tous régimes confondus (mono- et polypensionnés, SRE, RG et CNRACL), les femmes perçoivent une pension directe en moyenne égale à 57 % de celle des hommes, soit un écart absolu en euros de 688 euros (1 617 euros de pension en moyenne pour les hommes et 929 euros pour les femmes). Par rapport à l'écart observé pour le seul régime général (49 %), on voit ainsi que les retraites des différents versants de la fonction publique, pour lesquels l'écart entre les hommes et les femmes se situe autour de 75 à 80 %, contribuent à réduire la différence globale de 8 points. L'écart moyen entre les hommes et les femmes pour l'ensemble des retraites pourrait simplement s'écrire comme la moyenne pondérée des écarts dans les différents régimes de retraite. Mais, en faisant ainsi, on ne fait pas ressortir le rôle joué par l'écart des retraites entre les régimes public et privé, pour les hommes et pour les femmes. Dit autrement, l'écart total de pension se compose des écarts entre groupes (écarts de pension entre les différents groupes de retraités, pour les hommes et pour les femmes) et des écarts au sein des groupes (écarts hommes-femmes au sein de chacun des groupes). Il n'existe pas une seule façon de décomposer l'écart total. On peut par exemple choisir un groupe comme référence (généralement le plus large) et examiner de quelle façon les écarts avec les autres groupes et au sein des autres groupes s'ajoutent ou se retranchent à l'écart au sein du groupe de référence pour constituer l'écart total. Nous choisissons ici une décomposition plus symétrique qui ne met pas l'un ou l'autre groupe en exergue – principalement en raison de la présence des polypensionnés (encadré 3).

Le tableau 4 représente la première composante, c'est-à-dire l'écart moyen des retraites mensuelles (exprimé en euros) entre les hommes et les femmes dans chaque régime ($\Delta_i/6$). On retrouve le résultat selon lequel dans tous les régimes les hommes ont une pension supérieure à celle des femmes, et selon lequel l'écart est beaucoup plus prononcé dans le régime général (monopensionnés ou polypensionnés) que dans les autres régimes.

Encadré 3

Décomposition de l'écart total entre groupes et au sein des groupes

Supposons que notre population est partagée en K groupes (monopensionnés du RG, du SRE…) ; ici K = 6. L'écart moyen total peut s'écrire comme la somme de trois contributions :

- l'écart de pension intra-groupe moyen (calculé sur les six groupes) ;

- l'écart inter-groupe moyen pour les femmes, c'est-à-dire l'écart moyen calculé sur tous les couples de groupes. Chacun des écarts inter-groupe est pondéré par les différences de part des deux groupes dans la population des femmes ;

- l'écart inter-groupe moyen pour les hommes, c'est-à-dire l'écart moyen calculé sur tous les couples de groupes. Chacun des écarts inter-groupe est pondéré par les différences de part des deux groupes dans la population des hommes,

Soit formellement :

$$\Delta = \underbrace{\frac{1}{K}\sum_{i=1,\ldots,K}\Delta_i}_{\text{Écart intra-groupe moyen}} \underbrace{-\frac{1}{K}\sum_{\substack{i=1,\ldots,K-1 \\ i<j\leq K}}\delta_{ij}^{F}\Delta_{ij}^{F}}_{\text{Écart inter-groupe moyen pondéré (femmes)}} + \underbrace{\frac{1}{K}\sum_{\substack{i=1,\ldots,K-1 \\ i<j\leq K}}\delta_{ij}^{H}\Delta_{ij}^{H}}_{\text{Écart inter-groupe moyen pondéré (hommes)}}$$

où Δ_i est la contribution des écarts hommes-femmes des différents régimes (c'est-à-dire l'écart des retraites entre les hommes et les femmes dans le régime général, dans le régime SRE, etc.), Δ_{ij}^{F} (resp. Δ_{ij}^{H}) est la contribution des écarts entre les deux groupes i et j pour les femmes (resp. pour les hommes) et δ_{ij}^{F} (resp. δ_{ij}^{H}) représente l'écart de poids pour les femmes (resp. pour les hommes) des deux groupes i et j.

Tableau 4. Contributions des écarts hommes-femmes dans les différents régimes en 2008

En euros

Monopensionnés du RG	130
Monopensionnés du SRE	70
Monopensionnés de la CNRACL	70
Polypensionnés du SRE	90
Polypensionnés de la CNRACL	47
Polypensionnés du RG	124
Total	**531**

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

Lecture : Dans l'ensemble de l'écart moyen des retraites entre les hommes et les femmes, l'écart dû à la différence des retraites des monopensionnés du régime général est 130 euros, des monopensionnés du SRE 70 euros, etc.

Source : EIR 2008.

Les tableaux 5 et 6 présentent les écarts (pondérés) entre régimes pour les femmes ($-\delta_{ij}^{F}\Delta_{ij}^{F}/6$), puis les hommes ($\delta_{ij}^{H}\Delta_{ij}^{H}/6$). La pension moyenne des femmes est toujours plus élevée dans la fonction publique en comparaison à celle du régime privé, et l'écart le plus élevé est observé entre les monopensionnées SRE et le régime général (la contribution est de +102 euros). En revanche, les écarts entre les différents versants de la fonction publique sont négligeables. Le schéma est comparable pour les hommes, à la différence que l'écart positif entre le public et le privé est d'une ampleur bien moindre (au plus haut, -60 euros entre les monopensionnés SRE et les monopensionnés RG).

Tableau 5. Contributions des écarts inter-régimes pour les femmes

En euros

	Mono-pensionnés RG	Mono-pensionnés SRE	Mono-pensionnés CNRACL	Poly-pensionnés SRE	Poly-pensionnés CNRACL	Poly-pensionnés RG
Monopensionnés RG		102	48	81	55	2
Monopensionnés SRE			-5	-2	-3	24
Monopensionnés CNRACL				0	0	13
Polypensionnés SRE					1	23
Polypensionnés CNRACL						15
Polypensionnés RG						

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

Lecture : (première ligne) Les femmes monopensionnées du versant « fonction publique d'État » ont une pension plus élevée en moyenne que les retraitées monopensionnées du régime général, mais un poids beaucoup plus faible. La contribution de cet écart à l'écart de pension entre hommes et femmes, qui est l'opposé du produit de l'écart de pension et de l'écart de poids, est donc positive et s'élève à 102 euros.

Source : EIR 2008.

Tableau 6. Contributions des écarts inter-régimes pour les hommes en 2008

En euros

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

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

Lecture : (première ligne) Les hommes monopensionnés du versant « fonction publique d'État » ont une pension plus élevée en moyenne que les retraités monopensionnés du régime général, mais un poids beaucoup plus faible. La contribution de cet écart à l'écart de pension entre hommes et femmes, qui est le produit de l'écart de pension et de l'écart de poids, est donc négative et s'élève à -60 euros.

Source : EIR 2008.

La contribution totale des écarts de pensions hommes-femmes au sein de chacun des régimes, la contribution des écarts intra-groupe (somme des contributions du tableau 4) est de +531 euros, soit 77 % de l'écart total de 688 euros. Le reste de l'écart provient des écarts inter-groupe pour les hommes et pour les femmes. Les écarts inter-groupe pour les femmes sont importants et contribuent positivement à l'écart pour un total de 354 euros (la somme des contributions du tableau 5) tandis que ceux des hommes contribuent négativement à l'écart pour un total de -197 euros, soit une contribution total des écarts inter-groupe de 354 - 197 = 157 euros.

III. Décomposition des écarts moyens de pension entre les hommes et les femmes

D'où proviennent ces écarts moyens de retraite entre les hommes et les femmes dans les différents régimes ? Pour répondre à cette question, nous appliquons une méthode inspirée de celle utilisée pour analyser les écarts de salaire entre deux groupes. Il s'agit de reconstituer dans l'écart constaté ce qui est issu de caractéristiques observables qui peuvent différer entre les hommes et les femmes et d'évaluer le poids de chacune d'entre elles dans cet écart.

Dans le cas des salaires, la partie de la différence qui reste inexpliquée par les variables retenues peut provenir de discriminations salariales, c'est-à-dire de valorisation différente entre les hommes et les femmes de la même caractéristique productive (diplôme, ancienneté, etc.). Dans le calcul des retraites, les mécanismes de fixation des niveaux sont par définition neutres au genre ; l'intérêt de la décomposition est d'identifier dans les carrières passées les caractéristiques qui ont produit ces différences, non de mesurer une discrimination qui ne peut pas exister. En théorie, il devrait être possible d'identifier totalement les différences structurelles – c'est-à-dire les éléments du calcul – qui ont abouti à ces écarts de retraite. Si les retraites étaient strictement des multiples du salaire de référence, des durées, etc., la somme des composantes redonnerait exactement le total observé. Dans la réalité, la pension n'est pas un montant proportionnel aux 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. De la même façon, le salaire de référence ne suffit pas à expliquer la pension dans les régimes complémentaires en raison des taux différents qui s'appliquent aux différentes tranches. Aussi, il n'est pas possible de retomber sur le total initial en se basant uniquement sur ces éléments résumant la carrière ; il restera toujours un écart entre la retraite calculée et la retraite observée, auxquels s'ajoutent les possibles erreurs de mesure.

Pour minimiser cet écart entre le montant effectif observé et le montant théorique calculé à partir des caractéristiques individuelles, nous avons pris en compte le plus de variables possibles [6], à savoir les éléments suivants :

- la durée validée tous régimes, qui est une approximation de la longueur de la carrière ;

- le salaire de référence ;

- le fait de percevoir un minimum de pension (minimum contributif ou minimum garanti) ;

- le fait d'avoir eu trois enfants ou plus, ce qui ouvre le droit à bonification ;

- l'invalidité : elle permet d'obtenir le taux plein dès 60 ans, donc deux personnes ayant même durée validée et même salaire de référence et partant à 60 ans n'auront pas la même pension si la durée est insuffisante pour avoir le taux plein et que l'une est invalide et que l'autre ne l'est pas ;

- 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 liquidation ou de revalorisation qui ont évolué dans le temps ;

- le fait d'être né ou non en France. Cette variable n'a pas d'impact direct sur la pension, mais les personnes nées à l'étranger ont souvent eu des carrières particulières et cette indicatrice permet de réduire l'erreur de mesure.

Le tableau 8 récapitule les résultats de ces décompositions des écarts moyens pour les différents régimes [7]. Nous utilisons ici la méthode de décomposition d'Oaxaca (1973) et Blinder (1973) utilisée couramment pour analyser les écarts de salaires entre deux groupes (hommes/femmes, natifs/immigrés, etc.). Comme attendu, la partie expliquée de l'écart de retraite – c'est-à-dire l'effet dû aux différences de caractéristiques moyennes entre les hommes et les femmes (durée validée, salaire de référence, âge de départ, avoir plus de trois enfants, etc.) – est très élevée et représente 83 % de l'écart moyen (100 % pour les monopensionnés du régime général, 94 % pour les monopensionnés du SRE). La partie inexpliquée de cet écart provient essentiellement des régimes des polypensionnés, pour lesquels il est plus difficile de déterminer un unique salaire de référence et donc de prendre en compte les non-linéarités. Les monopensionnés de la CNRACL présentent aussi une contribution plus élevée de la partie inexpliquée en comparaison avec les autres monopensionnés qui pourrait être due au fait

6. Nous avons aussi utilisé, pour atténuer ces effets, des formulations très souples des variables durées validées et salaire de référence, la grande taille de la base de données permettant en effet de travailler avec des croisements très fins.
7. Les retraites sont exprimées ici en logarithme afin d'améliorer la qualité statistique de la décomposition.

que le nombre de personnes dans des situations se traduisant par des non-linéarités est plus important (bénéficiaires du minimum garanti) mais aussi par la petite taille de l'échantillon pour les hommes [8]. Toutefois, pouvoir expliquer plus de 80 % de l'écart moyen permet de bien identifier les principaux mécanismes ayant produit les écarts constatés entre les hommes et les femmes.

Que ce soit pour l'ensemble ou pour chaque régime, ce sont les différences de salaire de référence, et, dans une moindre mesure, de durée validée, qui créent l'écart de retraite entre les hommes et les femmes (tableau 7). À eux seuls, ces deux éléments expliquent plus de la totalité de l'écart de l'ensemble. En d'autres termes, l'écart de retraite entre les hommes et les femmes devrait être plus prononcé que celui observé si ne jouaient que les salaires de référence et les durées. L'effet des différences de durée est toutefois plus faible dans la fonction publique : les carrières des femmes y sont souvent continues et peu différentes en cela de celles des hommes.

Tableau 7. Salaire de référence (brut) moyen mensuel et durée tous régimes selon le type de retraité en 2008

	Salaire de référence (en euros/mois)			Durée tous régimes (en trimestres)		
	Femmes	Hommes	Écart hommes-femmes	Femmes	Hommes	Écart hommes-femmes
Monopensionné RG	1341	2405	1064	121	147	26
Monopensionné FP civile	2622	3017	395	143	156	13
Monopensionné CNRACL	1934	2271	337	123	149	26
Polypensionné FP civile	1894	2342	448	157	167	10
Polypensionné CNRACL	1526	1721	195	151	169	18
Polypensionné RG + autre	1037	1870	833	142	162	20

Champ : retraités de droit direct d'un régime de base, au 31 décembre 2008.
Lecture : les femmes monopensionnées du régime général ont un salaire de référence brut mensuel moyen de 1341 euros.
Source : EIR 2008.

D'autres facteurs viennent jouer dans le sens contraire, c'est-à-dire réduisent l'écart des retraites entre les hommes et les femmes (leur contribution dans le tableau 8 apparaît négative). Il en est ainsi de l'âge de départ (en général, il est globalement bénéfique de partir à 65 ans plutôt qu'avant et les femmes sont plus nombreuses à partir à 65 ans afin d'avoir des carrières complètes, cela joue donc négativement sur l'écart), de la prise en compte de l'invalidité, de la cohorte d'appartenance. Notons que l'effet de

8. Les hommes percevant une pension de la CNRACL sont très rarement monopensionnés.

la bonification pour enfants est proche de zéro. Enfin, les autres effets de composition (l'invalidité et les différences de cohortes) sont aussi négatifs et donc jouent en faveur des femmes, mais expliquent une très faible part de l'écart. Seul le fait d'être né à l'étranger a un effet notable (ne représentant cependant que 6 % du total), et uniquement dans le RG, traduisant le fait que les personnes nées hors de France sont plus fréquentes parmi les hommes et le fait qu'elles ont des pensions plus faibles [9].

Tableau 8. Décomposition des écarts moyens de pension entre hommes et femmes en 2008

	Ensemble	RG		SRE		CNRACL	
	Ensemble	Mono-pensionné	Ensemble	Mono-pensionné	Ensemble	Mono-pensionné	Ensemble
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
Écart total	**0,564**	**0,605**	**0,668**	**0,204**	**0,211**	**0,280**	**0,237**
Écart expliqué	**0,466**	**0,604**	**0,527**	**0,192**	**0,172**	**0,224**	**0,167**
dû à la durée	0,207	0,195	0,256	0,071	0,069	0,104	0,131
dû au salaire	0,355	0,651	0,392	0,120	0,094	0,082	0,018
dû à l'âge de départ	-0,005	-0,019	-0,021	0,001	0,002	-0,002	-0,006
dû aux enfants	0,002	0,000	0,001	0,002	0,007	-0,006	0,004
dû à l'invalidité	-0,008	-0,019	-0,014	-0,001	0,000	0,001	0,000
dû aux minima	-0,051	-0,164	-0,047	0,001	0,000	0,026	0,000
dû aux cohortes	-0,004	0,002	-0,003	-0,002	0,001	0,019	0,019
dû au fait d'être né à l'étranger	-0,030	-0,042	-0,036	0,000	0,000	0,000	0,000
Part expliquée (en %)	**83**	**100**	**79**	**94**	**82**	**80**	**70**
Écart inexpliqué	**0,099**	**0,002**	**0,141**	**0,011**	**0,039**	**0,057**	**0,070**
Part inexpliquée (en %)	**18**	**0**	**21**	**5**	**18**	**20**	**30**

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

Lecture : La pension moyenne (exprimée en logarithme) des hommes est de 7,104, celle des femmes de 6,539, ce qui donne un écart moyen total de 0,564. 0,466 (soit 83 %) de l'écart est expliqué par les mécanismes retenus, à savoir la différence des durées validées (0,207 de l'écart moyen, à l'avantage des hommes), la différence des salaires de référence (0,355 de l'écart moyen), la différence de l'âge de départ (-0,005 ; ici la contribution est négative, ce qui indique que l'âge de départ des femmes est supérieur à celui des hommes et contribue à réduire l'écart), etc.

Source : EIR 2008.

9. Les personnes nées à l'étranger correspondent ici beaucoup aux grandes vagues d'immigration des années 1960 et 1970, avec des niveaux moyens de retraite faibles et des durées de validation réduites, reflétant le fait qu'une partie d'entre elles a pu travailler sans contrat de travail et donc sans s'ouvrir les droits contributifs correspondants.

Le seul dispositif institutionnel qui joue de manière significative en faveur des femmes est le fait de bénéficier d'un minimum. 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, en raison des écarts dans la durée et la qualité des carrières passées.

IV. Décomposition des écarts de pension entre les hommes et les femmes aux différents quantiles de la distribution

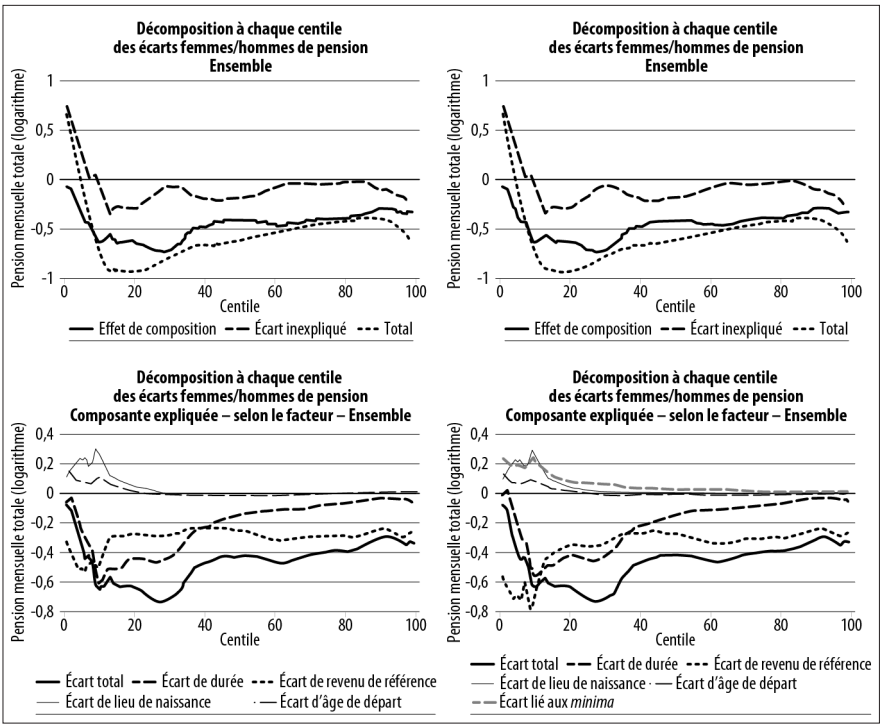
Les analyses précédentes ont été consacrées à l'étude des écarts à la moyenne des retraites. Or la distribution des pensions est, comme le montrent les graphiques présentés dans la première partie, plutôt irrégulière, du fait, en particulier, des non-linéarités des formules de calcul, des effets de seuil, et aussi, dans le cas de la fonction publique, des points d'accumulation dus au système indiciaire et aux grilles salariales.

Dans ce paragraphe, nous allons donc aller plus loin que la décomposition de l'écart des moyennes et décrire les facteurs expliquant les écarts à différents points de la distribution des pensions (encadré 4 pour une brève présentation de la méthode employée). 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 (graphique 2). Ceux-ci seront construits 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.

La décomposition tout au long de la distribution permet, sur l'ensemble du champ, de mettre en évidence quelques résultats marquants. Si l'on considère l'écart global, on constate que le niveau des premiers centiles de retraite est plus élevé pour les femmes que pour les hommes, mais dès le cinquième centile, l'écart devient en faveur des hommes et il s'accroît dans ce sens jusqu'à atteindre un maximum autour des 15^{e} et 16^{e} 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.

Comme pour la décomposition précédente (à la moyenne), on peut séparer ce qui provient des différences de composition sur les déterminants observables des pensions de ce qui provient de la partie inexpliquée (écarts liés aux non-linéarités et erreurs de mesure). Comme attendu, les effets de composition sont à tous les points de la distribution en faveur des

Graphique 2. Décomposition de la distribution de l'écart des pensions en 2008 – Ensemble des retraités



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

Lecture : La première colonne donne la décomposition de la distribution de l'écart des pensions entre les hommes et les femmes en part expliquée (effet de composition) et résidu (écart inexpliqué), en dessous la part de cinq facteurs dans le total ; la seconde colonne redonne la même décomposition de l'écart global, et en dessous ajoute aux cinq facteurs l'effet des différences des *minima*. Plus les courbes sont situées en dessous de zéro, plus le facteur considéré contribue à l'écart des pensions entre les hommes et les femmes.

Source : EIR 2008.

hommes et contribuent largement aux écarts. Ils sont assez faibles pour les tout premiers centiles mais croissent rapidement, atteignant un maximum entre le premier décile (centile 10) et le troisième décile (centile 30) environ avant de se réduire peu à peu. La partie inexpliquée n'a une contribution importante aux écarts que dans les tout premiers centiles et elle est en faveur des femmes. Les caractéristiques observables ne sont donc pas à l'origine du fait que les premiers centiles soient les seuls avec une pension des femmes supérieure à celle des hommes. On peut probablement associer cette particularité des premiers centiles à des erreurs de mesure sur les pensions de certains hommes dans le bas de la distribution dont les pensions seraient en réalité incomplètes dans la base de données, il s'agit donc de personnes en réalité polypensionnées, mais perçues dans l'enquête comme monopensionnées. Le phénomène est potentiellement plus marqué pour les hommes, ceux-ci étant plus souvent polypensionnés que les femmes.

Encadré 4

Décomposer les écarts le long d'une distribution

Pour analyser les différences de retraite entre les hommes et les femmes le long de la distribution, nous appliquons 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 caractéristique de la distribution (comme la médiane ou les différents quantiles), car les coefficients obtenus après une régression quantile mise en œuvre aux différents moments de la distribution ne correspondent pas aux effets marginaux des différentes variables explicatives (c'est-à-dire à l'effet d'une variation de la caractéristique considérée sur la variable dépendante ; par exemple, de combien serait modifiée la retraite des femmes si la durée moyenne de validation était accrue d'un an, toutes choses égales par ailleurs).

Firpo, Fortin et Lemieux (2007, 2009) montrent que l'on peut transformer la grandeur considérée (la médiane, le premier décile) à l'aide d'une fonction appelée « fonction d'influence ». Celle-ci représente l'influence d'une observation individuelle sur une grandeur caractéristique de la distribution comme la médiane, le premier décile, etc. Une fois cette transformation réalisée, on peut appliquer la méthode de décomposition d'Oaxaca-Blinder à cette transformation (plus précisément on utilise ici la fonction d'influence recentrée, égale à la fonction d'influence plus la grandeur considérée). En effet, les coefficients déterminés à l'aide d'une régression linéaire appliqués à cette transformation correspondent bien maintenant aux effets marginaux des variables explicatives sur la grandeur considérée.

La méthode utilisée est donc la suivante :

- pour chaque grandeur caractéristique de la distribution (quartiles, déciles, etc.), on détermine la fonction d'influence recentrée correspondant à cette grandeur ;

- ensuite, on applique à cette grandeur la méthode d'Oaxaca-Blinder, c'est-à-dire qu'on décompose pour les hommes et pour les femmes la différence des fonctions d'influence recentrées en utilisant les mêmes variables que dans la décomposition de l'écart des moyennes des retraites.

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

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 premier décile de pension pour les hommes et le premier décile de pension pour les femmes qui est expliquée par les différences de salaire de référence.

La décomposition permet d'identifier quels facteurs jouent dans les effets de composition et avec quelle force, et comment leur poids respectif varie le long de la distribution. 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 troisième et le quatrième décile. Cette dernière se réduit ensuite rapidement tandis que la contribution des salaires reste assez stable. À partir de la médiane, environ, la contribution des écarts de durées devient négligeable et à partir du septième 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. Pour résumer, si on considère l'ensemble des retraités, les effets de composition sont plutôt liés aux différences de durée en bas de la distribution (sauf jusqu'au premier décile), deviennent partagés au milieu, et sont plutôt liés aux différences de salaire en haut de la distribution. On notera que nous ne nous intéressons pas ici à la façon dont les durées sont constituées, qui peut différer entre hommes et femmes. Les hommes ont en effet des durées plus souvent génératrices de droits et associées à des salaires (cotisées) que les femmes. Ainsi la majoration de durée d'assurance ne génère pas de droits dans les régimes complémentaires.

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. En outre, la prise en compte de la perception d'un minimum de pension a pour effet d'accentuer la contribution des salaires de référence aux écarts dans le bas de la distribution. En effet, omettre cette variable conduit à mélanger l'effet générateur d'écarts des différences de salaires et l'effet compensateur des dispositifs de *minima*.

Cependant, 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. Même si l'allure générale des graphiques [10] pour les différents groupes est assez similaire à celle de l'ensemble des retraités, il existe certaines différences que nous résumons dans le paragraphe suivant :

- 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 très 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 ;

- à 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 durée sont plutôt faibles dans le bas de la distribution, croissent peu à peu puis, après un maximum atteint autour du 15e 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 ; ceci provient du fait que 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. À 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 troisième ou du quatrième décile, l'essentiel de l'écart de pension est dû aux écarts de salaire ;

- la prise en compte des *minima* de pension 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'environ le troisième décile, l'effet étant surtout important pour les deux premiers déciles. En revanche, dans la fonction publique, la prise en compte du minimum garanti

10. L'ensemble des graphiques ainsi que leur analyse détaillée se trouvent dans Bonnet, Meurs, Rapoport (2015).

semble accroître les écarts de centiles, modestement et jusqu'au deuxième 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 deuxième décile. L'effet observé de cette variable lors de la décomposition des écarts de moyenne provient donc essentiellement du bas de la distribution.

V. Rôle des éléments de calculs des pensions dans les dispersions des retraites des hommes et des femmes

Enfin, pour compléter l'analyse, nous quittons l'approche des inégalités de retraite entre les hommes et les femmes pour nous intéresser aux inégalités parmi les femmes (et parmi les hommes) et aux causes de la dispersion des retraites dans un groupe donné selon les régimes.

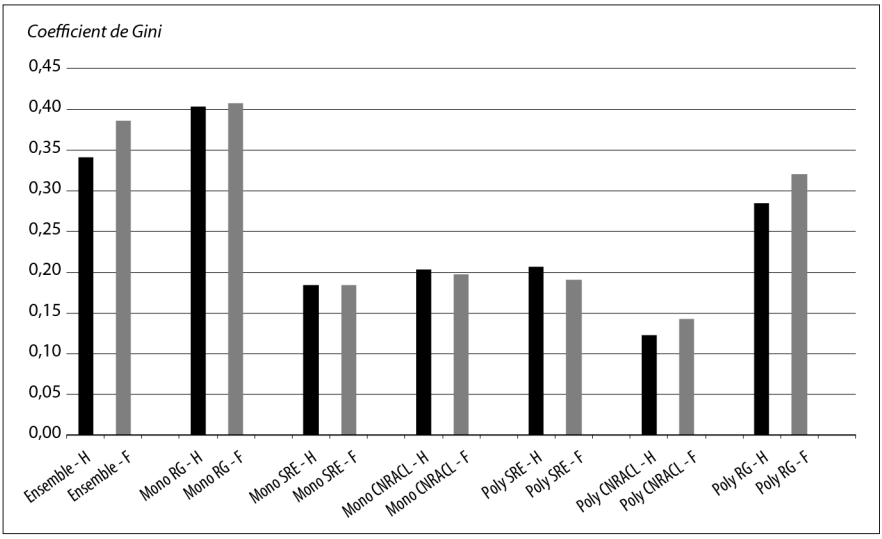
Un indicateur classique de mesure de la dispersion de la distribution d'une variable est le coefficient de Gini. C'est un nombre variant entre 0 (égalité parfaite) et 1 (inégalité totale) ; l'inégalité est donc d'autant plus forte que l'indice est élevé. Le coefficient de Gini est de 0,35 [11] pour l'ensemble des retraités de notre champ, hommes et femmes, et les différences sont faibles entre les hommes et les femmes pour un régime donné (graphique 3).

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 sein du régime général (monopensionnés ou polypensionnés), de l'ordre de 0,40, qu'au sein de la CNRACL ou dans la fonction publique civile (mono et polypensionnés), de l'ordre de moins de 0,20. Ce constat peut provenir en partie du fait que les salariés de la fonction publique ayant contribué moins de 15 ans sont rebasculés dans le régime général, ce qui rend mécaniquement plus homogènes les retraités relevant de ce régime. Au-delà de ce mécanisme, cela reflète aussi le caractère plus heurté des carrières du secteur privé que du public, et par conséquent la plus grande variété des passés professionnels, que l'on soit homme ou femme.

En complément du rôle des différentes sources de revenu et dans le même esprit que les décompositions des écarts entre les hommes et les femmes, il est éclairant de mesurer le poids des éléments de calcul de la pension (salaire de référence, durée d'activité etc.) dans la dispersion totale des retraites d'un groupe donné.

11. Pour donner un ordre de grandeur, en France, à la fin des années 2000, le coefficient de Gini des revenus salariaux était de plus de 0,40 (Coudin, Marc, Pora *et al.*, 2014).

Graphique 3. Les inégalités de pension de droit direct dans les différents régimes en 2008

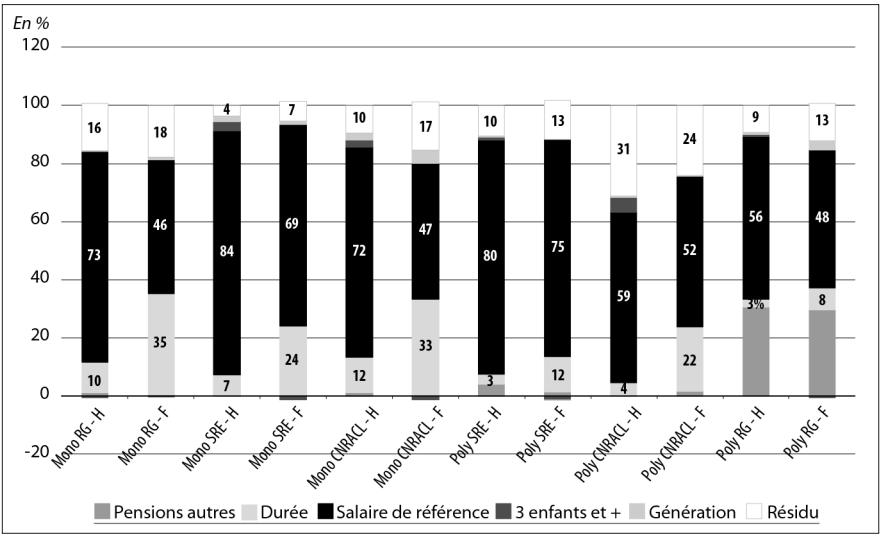


Champ : retraités de droit direct, au 31 décembre 2008.

Lecture : le coefficient de Gini pour l'ensemble des retraités hommes est de 0,34, pour l'ensemble des retraités femmes de 0,38.

Source : EIR 2008.

Graphique 4. Décomposition par éléments du coefficient de Gini de la pension de droit direct en 2008



Champ : retraités de droit direct, au 31 décembre 2008.

Lecture : Pour les hommes retraités du RG et monopensionnés, 73 % de la dispersion des retraites mesurée par le coefficient de Gini provient de la dispersion du salaire de référence, 16 % de la dispersion des durées validées, etc.

Source : EIR 2008.

Comme attendu, les principales sources de la dispersion des retraites quel que soit le groupe considéré 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 (graphique 4). 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. En revanche, les salaires jouent un rôle prédominant dans les inégalités de retraite des hommes. À 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.

Les durées d'assurance jouent un rôle beaucoup plus important dans la dispersion des pensions pour les femmes, avec une contribution des durées de trois à quatre fois plus importante que pour les hommes. Au régime général ou à la CNRACL, par exemple, c'est un tiers des inégalités de pension parmi les femmes qui est expliqué 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 monopensionnées mais l'écart est moindre qu'entre monopensionnés et polypensionnés hommes. Le salaire joue aussi un grand rôle, 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.

Conclusion

En 2008, les retraites directes des femmes représentent en moyenne la moitié de celle des hommes dans le privé, les quatre cinquièmes dans la fonction publique. Dans cet article, nous étudions ces différences et en analysons les causes selon la manière dont les mécanismes des calculs des retraites prennent en compte les carrières passées.

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 la fonction publique d'État et les deux éléments, durée et salaire, jouent un rôle comparable à la CNRACL. On constate aussi le rôle très important des mécanismes de *minima* de pension dans les deux premiers déciles comme élément de réduction 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.

Enfin, nous regardons les inégalités parmi les femmes et parmi les hommes. À cette fin, nous calculons des indices de Gini par type de régime et par sexe, et nous les décomposons selon les facteurs constitutifs des pensions. Trois résultats ressortent : les dispersions des retraites sont deux fois plus fortes dans le privé que dans le public. Les inégalités des retraites des hommes et des femmes séparément dans chaque secteur sont du même ordre de grandeur, ce qui n'était pas évident *a priori*. 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 s'y ajoute la diversité des durées validées.

En conclusion, notre recherche 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, qui ont un impact négatif sur les salaires, 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 et surtout 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 le taux plein 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.

Références bibliographiques

Bettio F., Tinios P., Betti G., in collaboration with Gagliardi F., Georgiadis T. (2013), *The Gender Gap in Pensions in the EU*, European Commission, Luxembourg, Publications Office of the European Union.

Blinder A.S. (1973), « Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates », *The Journal of Human Resources*, vol. 8, n° 4, p. 436-455.

Bonnet C., Meurs D., Rapoport B. (2015), *Synthèse de la littérature, recension des travaux existants et analyse des écarts de pension entre hommes et femmes*, rapport final, recherche effectuée dans le cadre d'une convention conclue entre l'IRES et l'UNSA Éducation, 31 janvier.

Bonnet C., Hourriez J.-M. (2012), « Gender Equality in Pensions: What Role for Rights Accrued as a Spouse or a Parent? », *Population*, english edition, vol. 67, n° 1, p. 123-146.

Coudin E., Marc B., Pora P., Wilner L. (2014), « La baisse des inégalités de revenu salarial marque une pause pendant la crise », *France, Portrait social*, Édition 2014, Paris, Insee, p. 55-65.

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*, vol. 77, n° 3, p. 953-973.

Oaxaca R.L. (1973), « Male-female Wage Differentials in Urban Labor Markets », *International Economic Review*, vol. 14, n° 3, p. 693-709.

Ponthieux S., Meurs D. (2015), « Gender Inequality », *in* Atkinson A.B., Bourguignon F. (eds.), *Handbook of Income Inequality*, Elsevier, p. 981-1146.