

Égalité professionnelle entre les hommes et les femmes : des plafonds de verre dans la fonction publique ?

Florent Fremigacci *, Laurent Gobillon **, Dominique Meurs ***
et Sébastien Roux ****

Dans l'ensemble de la fonction publique, la rémunération nette moyenne des femmes (en équivalent temps complet) est de 85 % de celle des hommes. Compte tenu des règles statutaires de la fonction publique, cet écart salarial reflète des différences de positionnement des femmes et des hommes dans les grilles salariales. Un positionnement systématiquement moins favorable des femmes manifesterait un phénomène dit de « plafond de verre » dans la fonction publique.

Pour étudier cette possibilité, l'article applique une récente méthode de mesure des inégalités entre hommes et femmes. Le décalage relatif des positions des femmes par rapport aux hommes est mesuré par une « fonction d'accès », définie comme le rapport des probabilités pour une femme et pour un homme d'occuper un poste de rang donné dans la hiérarchie des salaires, ces probabilités étant mesurées parmi les femmes et les hommes occupant un poste de rang au plus égal à celui considéré.

Pour l'ensemble de la fonction publique, l'estimation de la fonction est décroissante : pour une femme, la probabilité d'occuper une position de rang médian est de 80 % de celle d'un homme, et elle n'est plus que d'environ 30 % aux rangs les plus élevés. Cela suggérerait donc l'existence d'un phénomène de type plafond de verre. Toutefois, les estimations révèlent une grande diversité des situations selon le versant de la fonction publique, la catégorie hiérarchique, le stade de la carrière (reflété par l'âge) et selon la profession. Par exemple, pour des titulaires âgés de 40 à 45 ans, il n'y a pas de différence systématique entre les hommes et les femmes parmi les magistrats ou parmi les infirmiers et cadres de santé – voire un avantage aux femmes dans la profession d'infirmier ; au contraire, dans d'autres professions (enseignants, adjoints administratifs) la fonction d'accès est continûment décroissante.

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

Codes JEL : J16, J31, J45, J71.

Mots clés : fonction publique, écart de rémunération entre les hommes et les femmes, plafond de verre, estimation non paramétrique.

* *EconomiX-Paris Ouest.*

** *PSE-CNRS, Ined, CEPR, Iza.*

*** *EconomiX-Paris Ouest, Ined.*

**** *Insee, Ined, Crest.*

Cette étude s'inscrit dans un programme de recherche financé par la DGAFP et le Défenseur des Droits (Convention n°2200731038). Le rapport complet est disponible en pdf à l'adresse suivante : http://economix.fr/pdf/DMeurs_Rapport_final_141002.pdf.

Les programmes de construction de la fonction d'accès sont disponibles sous le lien suivant : <http://laurent.gobillon.free.fr/Papers%20in%20English.html>, à la suite des références de l'article.

Les auteurs ont été autorisés à accéder aux données par le CASD (Centre d'accès sécurisé aux données du Genes) après avis émis du Comité français du secret statistique.

Les écarts de salaire entre les hommes et les femmes sont plus resserrés dans la fonction publique que dans le secteur privé mais sont cependant loin d'être négligeables. En 2013, le salaire net moyen (en équivalent temps complet) d'une femme dans la fonction publique est égal à 85 % de celui des hommes (Michel, 2015), contre 81 % dans le secteur privé (Chaput *et al.*, 2015).

Les salaires dans la fonction publique sont définis à partir de grilles indiciaires communes aux corps administratifs sur tout le territoire, laissant peu de place à des variations individualisées. Pour les titulaires, à corps, grade et échelon identique, le salaire de base est par construction le même quelle que soit la personne qui occupe le poste ; pour les contractuels, il y a en théorie plus de latitude dans la fixation des rémunérations, mais en pratique elles sont le plus souvent fixées en référence à celles que percevrait un titulaire de qualification et d'expérience professionnelle équivalents qui occuperait les mêmes fonctions. Même si la rémunération totale peut différer d'une personne à l'autre en fonction de la localisation géographique (au maximum une prime de 3 % est octroyée aux salariés travaillant en zone 1¹), de primes attachées à la fonction occupée et du supplément familial de traitement, elle dépend fortement du salaire de base². L'écart de rémunération constaté entre les hommes et les femmes provient par conséquent d'un moins bon positionnement des femmes dans l'échelle des rémunérations de la fonction publique.

Comment expliquer ce phénomène ? Deux grandes explications, non exclusives, peuvent être avancées. La première serait une moindre présence des femmes que des hommes dans des corps administratifs offrant les grilles de rémunération les plus avantageuses. La seconde serait que, dans un corps administratif donné, les femmes auraient de moins bons déroulements de carrière que leurs homologues masculins. La dernière explication se rattache directement à la littérature sur le « plafond de verre ». Cette expression, popularisée par la presse américaine dans les années 1980, décrit une situation où les femmes accèdent moins souvent que les hommes aux positions hiérarchiques les plus élevées, sans que l'on puisse identifier les raisons pour lesquelles elles ne sont pas promues ou recrutées à ces niveaux³. La raréfaction des femmes au fur et à mesure que l'on monte dans la hiérarchie des emplois est à l'origine de l'écart de salaire moyen entre les hommes et les femmes, et ce d'autant plus que les femmes sont

moins nombreuses à percevoir des salaires élevés et que l'échelle des rémunérations est dispersée (pour une présentation non technique du plafond de verre et son évaluation dans le cas de la France, voir Gobillon *et al.*, 2015a).

Dans le cas de la France, plusieurs indicateurs pointent l'existence d'un plafond de verre dans la fonction publique, à l'instar du secteur privé (Daussin-Benichou *et al.*, 2014) et contrairement à l'opinion générale selon laquelle le recrutement par concours et les règles de déroulement de carrière dans ce secteur limiteraient le risque d'inégalité entre les hommes et les femmes⁴. Ainsi moins d'un quart des emplois de direction de la fonction publique d'État sont tenus par des femmes, alors qu'elles occupent plus de la moitié de l'ensemble des emplois (Gonzalez-Demichel et Rocher, 2011). Ce constat a conduit depuis quelques années les politiques publiques à s'attaquer à ce déséquilibre. Le décret de 2012 sur les emplois supérieurs⁵, oblige notamment les administrations à respecter un quota minimum de personnes de chaque sexe dans les nominations à ces fonctions, quotas fixés à 20 % en 2013 et 2014, 30 % de 2015 à 2017 et 40 % à partir de 2018 (décret du 30 avril 2012).

Il est important de disposer d'un instrument de mesure permettant d'évaluer de manière fiable la raréfaction des femmes dans les emplois les mieux rémunérés. La méthode proposée ici repose sur la comparaison des rangs respectifs des hommes et des femmes dans la distribution

1. La zone inclut la plupart des communes de la région Île de France, certaines communes des Bouches-du-Rhône, de Loire Atlantique, du Var et de la Corse.

2. La corrélation entre la rémunération totale (nette, en équivalent temps complet) et hors prime est de 90 % pour l'ensemble de la fonction publique en 2011 (91 % pour les femmes, 88 % pour les hommes).

3. L'origine précise de cette expression est débattue. Elle est souvent rattachée à la publication d'un article dans *The Wall Street Journal* du 24 mars 1986 (« Why women can't seem to break the invisible barrier that blocks them from the top jobs », par C. Hymowitz et T. Schellardt), mais l'expression aurait été prononcée lors de conférences publiques pour la première fois en 1979 par K. Lawrence, une manager travaillant chez Hewlett Packard à cette période (Ben Zimmer, « The phrase « Glass ceiling » stretches back decades » *The Wall Street Journal*, April 3, 2015).

4. Voir notamment l'analyse d'Edel (2012) sur la mise en place du recrutement par concours dans la fonction publique comme un moyen d'éviter les biais de favoritisme par une sélection anonymisée.

5. Les emplois concernés sont ceux de secrétaires généraux, de directeurs généraux, de commissaires, de directeurs d'hôpitaux, les postes territoriaux occupés par des sous-préfets, et de façon générale tous les emplois de direction dans les trois versants de la fonction publique. La pénalité pour non-respect de ces quotas est de 30 000 euros par personne manquante lors de la première phase, 60 000 euros dans la deuxième et 90 000 euros dans la dernière. Une circulaire du 11 avril 2016, en remplacement de celle du 20 août 2012, précise les modalités de mise en œuvre et de déclaration auprès des autorités compétentes.

des rémunérations de l'ensemble des salariés ; le désavantage des femmes dans l'accès aux positions les plus élevées est mesuré par une « fonction d'accès », définie comme le rapport des probabilités, pour une femme et pour un

homme, d'occuper un poste de rang donné, ces probabilités étant mesurées dans la population occupant un poste de rang au plus égal à celui considéré (la méthodologie est présentée en détail dans l'encadré 1). C'est cette fonction,

Encadré 1

LA FONCTION D'ACCÈS ET SON ESTIMATION NON PARAMÉTRIQUE

Modèle théorique

On part d'un modèle d'assignation de travailleurs (hommes ou femmes) à des emplois, qui nous permet de construire une mesure de la différence d'accès aux emplois le long de la distribution des salaires proposés pour les différents postes (le modèle est développé plus en détail dans Gobillon, Meurs et Roux, 2015b). Considérons qu'il existe une quantité dénombrable de travailleurs faisant acte de candidature sur une quantité dénombrable de postes. Il y a une proportion n_m d'hommes dans la population de travailleurs, et une proportion $n_f = 1 - n_m$ de femmes. Par mesure de simplicité et pour que le modèle soit estimable avec les données à disposition, nous supposons qu'il existe une bijection entre les travailleurs et les postes. Cette hypothèse interdit l'existence de travailleurs non recrutés et les postes non pourvus (il est cependant possible d'étendre la théorie pour prendre en compte ce type de cas (cf. Gobillon, Meurs et Roux, 2015b). Pour chaque poste, un salaire est proposé, indépendamment du sexe du candidat, ceci en accord avec la législation française. Nous supposons que deux postes ne peuvent pas se caractériser par un salaire offert identique, ce qui implique que chaque poste est identifié de façon unique par son rang dans la distribution des salaires.

Le mécanisme d'assignation repose sur les hypothèses suivantes. Les travailleurs sont intéressés en priorité par le poste ayant le rang le plus élevé parce qu'il propose le salaire le plus élevé. Ceux qui ne sont pas recrutés se tournent vers le poste ayant le deuxième rang le plus élevé, etc.

Pour un poste de rang u donné, il y a une mesure $n_j(u)$ de travailleurs de sexe j qui peuvent y postuler (ce sont tous les travailleurs de sexe j qui n'ont pas été recrutés pour un emploi de rang plus élevé). Nous avons $n_j(1) = n_j$ puisque tous les travailleurs sont susceptibles de postuler à l'emploi de rang le plus élevé et $n_j(0) = 0$ puisque tous les travailleurs finissent par occuper un emploi.

Pour chaque sexe j , une équation différentielle portant sur la mesure des travailleurs disponibles à chaque rang u décrit le mode d'assignation des travailleurs aux emplois. Considérons un intervalle du arbitrairement petit avant le rang u dans lequel se trouve une proportion du d'emplois (vu que les emplois sont équi-répartis). La probabilité individuelle qu'un travailleur de sexe j occupe l'emploi de rang u est dénotée $\Phi_j(u)$. Cette probabilité peut différer selon le sexe pour des raisons variées comme des différences d'offre de travail et

plus particulièrement l'existence de conditions de travail trop contraignantes pour que les femmes fassent acte de candidature, de la discrimination par le goût à la Becker envers les femmes ou encore de la discrimination statistique envers les femmes (une formalisation de ces mécanismes est proposée par Gobillon, Meurs et Roux, 2015b).

Il est possible de relier les probabilités d'occuper un emploi avec le processus selon lequel les postes sont remplis. La mesure des emplois occupés par les travailleurs d'un sexe j donné est $n_j(u)\Phi_j(u)du$. Pour ce sexe, la mesure de travailleurs disponibles pour un poste de rang $u - du$ peut être déduite de la mesure de travailleurs disponibles pour un poste de rang u en soustrayant les travailleurs qui obtiennent un emploi de rang entre $u - du$ et u :

$$n_j(u - du) = n_j(u) - n_j(u)\Phi_j(u)du$$

À partir de cette équation, nous obtenons quand $du \rightarrow 0$:

$$n_j'(u) = -n_j(u)\Phi_j(u)$$

Cette relation montre que la variation marginale de la mesure de travailleurs de sexe j autour du rang u dépend du stock de travailleurs de sexe j et de leurs chances d'occuper l'emploi.

Notons que ce mécanisme repose sur l'hypothèse d'homogénéité des travailleurs d'un sexe donné. Elle implique que tous les travailleurs disponibles de ce sexe ont les mêmes chances d'être sélectionnés pour les postes les mieux rémunérés. On peut cependant penser qu'en réalité, l'hétérogénéité des travailleurs fait que certains ont plus de chances d'être sélectionnés que d'autres, et certains ont même des chances presque nulles d'être sélectionnés (comme les non diplômés). Dans l'idéal prendre en compte ce type de phénomène nécessiterait de modéliser l'hétérogénéité des travailleurs, ce que nous ne faisons pas ici. Il faut donc garder à l'esprit que les différences moyennes d'accès à chaque emploi entre hommes et femmes peuvent entre autres refléter des effets de composition affectant les chances d'occuper l'emploi.

Une mesure alternative pourrait être de considérer que les personnes susceptibles d'occuper un emploi donné seraient celles classées immédiatement en dessous. Cette approche pose cependant un problème théorique et ne résout pas le problème de l'hétérogénéité inobservée. En effet, l'accession des salariés



Encadré 1 (suite)

aux postes immédiatement en dessous est le résultat d'un équilibre où il y a eu assignation des travailleurs aux différents emplois. On peut considérer que cette assignation dépend non seulement des caractéristiques des individus mais aussi des opportunités individuelles du moment (et donc du facteur chance). Nous risquons donc en appliquant cette démarche de considérer des travailleurs qui ont pu être très chanceux pour certains emplois mais ont peu de chances d'obtenir l'emploi au-dessus.

Nous introduisons maintenant une mesure d'accès relatif aux emplois entre les deux sexes. Considérons un travailleur homme et un travailleur femme, disponibles pour un poste de rang u donné. Ces deux travailleurs ont des probabilités différentes d'être recrutés vu qu'ils ne sont pas du même sexe. Nous pouvons caractériser la différence d'accès aux emplois entre les deux sexes avec une fonction définie au rang u comme le rapport des probabilités d'une femme et d'un homme d'être recrutés pour le poste :

$$h(u) = \frac{\Phi_f(u)}{\Phi_m(u)}$$

Cette fonction mesure la différence relative d'accès aux emplois entre les deux sexes et nous lui donnons le nom de « fonction d'accès ». Il ne faut pas perdre de vue que cette fonction capture non seulement des effets de demande de travail empêchant les femmes d'accéder à certains postes, mais aussi des effets d'offre de travail liés à des différences de préférences ou de caractéristiques productives entre sexes.

Quand la fonction d'accès prend une valeur de 1 à tous les rangs, les hommes et les femmes ont les mêmes chances d'obtenir chaque poste. Quand la fonction d'accès prend une valeur inférieure à 1 pour un poste de rang donné, les femmes ont moins de chances que les hommes d'obtenir le poste. On considèrera que les femmes ont un moins bon accès aux emplois que les hommes aux emplois mieux rémunérés si la fonction d'accès prend des valeurs plus basses aux rangs plus élevés.

Méthode d'estimation non-paramétrique

Nous montrons maintenant comment la fonction d'accès peut être estimée non paramétriquement avec des données en coupe contenant pour chaque travailleur de l'information sur le sexe et le salaire.

Nous introduisons pour les travailleurs de sexe j , la variable aléatoire correspondant à leur rang dans la distribution de salaire des postes, U_j . La cumulative (resp. densité) de cette variable est dénotée F_{U_j} (resp. f_{U_j}). La cumulative vérifie la relation $F_{U_j}(u) = n_j(u) / n_j$ et la probabilité pour un travailleur de sexe j d'occuper l'emploi de rang u est donnée par :

$$\Phi_j(u) = \frac{f_{U_j}(u)}{F_{U_j}(u)}$$

Le numérateur et le dénominateur dépendent uniquement de la distribution des rangs des travailleurs de sexe j dans la distribution des salaires des postes. Une expression de la fonction d'accès peut donc se déduire des expressions des probabilités des femmes et des hommes d'occuper l'emploi de rang u puisque la fonction d'accès s'écrit comme le rapport de ces deux probabilités.

Nous expliquons maintenant comment estimer la densité et la cumulative des deux variables aléatoires U_j . En fait, l'estimateur classique de la densité est donné par l'estimateur à noyau de Rosenblatt-Parzen :

$$\hat{f}_{U_j}(u) = \frac{1}{\omega_j N_j} \sum_{i|j(i)=j} K\left(\frac{u-u_i}{\omega_j}\right)$$

où $K(\bullet)$ est un noyau, ω_j est la fenêtre, $j(i)$ est le sexe du travailleur i et u_i est son rang dans la distribution des salaires des postes. Un estimateur standard de la cumulative F_{U_j} est donné par :

$$\hat{F}_{U_j}(u) = \frac{1}{N_j} \sum_{i|j(i)=j} L\left(\frac{u-u_i}{\omega_j}\right)$$

où $L(u) = \int_{-\infty}^u K(v) dv$. Nous pouvons cependant anticiper que les estimateurs de la densité et de la cumulative vont mal se comporter près des rangs zéro et un puisque les estimateurs non paramétriques standards sont généralement asymptotiquement biaisés aux bornes (cf. Härdle, 1990).

En conséquence, nous considérons plutôt des estimateurs basés sur des approximations polynomiales en accord avec les approches de Jones (1993) et Lejeune et Sarda (1992). Des estimateurs de la densité et de la cumulative évalués à un rang u donné sont obtenus à partir du programme de minimisation :

$$\min_{\alpha, \beta} \int_0^1 K\left(\frac{u-v}{\omega_j}\right) [g_j(v) - \alpha - \beta(u-v)]^2 dv$$

où $g_j(\bullet)$ est soit la densité empirique définie par $g_j(v) = N_j^{-1} \sum_{i|j(i)=j} \delta_{u_i}(v)$, $\delta_{u_i}(\bullet)$ étant la fonction delta de Dirac valant zéro partout sauf en u_i , soit la cumulative empirique définie par $g_j(v) = N_j^{-1} \sum_{i|j(i)=j} 1_{\{u_i \leq v\}}$ où $1_{\{\bullet\}}$ est la fonction indicatrice. Les estimateurs de la densité et de la cumulative au rang u , dénotés $\hat{f}_{U_j}(u)$ et $\hat{F}_{U_j}(u)$, sont donnés par la valeur de α obtenue à partir de leurs programmes de minimisation respectifs. Le problème de borne est en fait pris en compte ici du fait que les bornes de l'intégrale dans le programme de minimisation sont fixées à zéro et un (plutôt que $-\infty$ et $+\infty$).

Dans notre application, nous utilisons un noyau d'Epanechnikov et nous fixons la valeur de la fenêtre à celle donnée par la « règle du pouce » (Silverman,



Encadré 1 (suite)

1986) ou à un de ses multiples. Il est à noter que le noyau d'Epanechnikov prend la valeur zéro en dehors de l'intervalle $[\omega_j, 1 - \omega_j]$. Il est possible de montrer que cette propriété implique que l'estimateur de la densité donné par le programme de minimisation est exactement l'estimateur classique sans correction de borne pour les rangs dans l'intervalle $[\omega_j, 1 - \omega_j]$. En fait, ces deux estimateurs coïncident pour les rangs dans cet intervalle parce qu'il n'y a pas de problème de borne.

Pour les travailleurs de sexe j , la probabilité instantanée d'occuper un poste peut être estimée par

$\hat{\Phi}_j(u) = \hat{f}_{U_j}(u) / \hat{F}_{U_j}(u)$ et la fonction d'accès peut finalement être estimée grâce à la formule :

$$\hat{h}(u) = \frac{\hat{\Phi}_f(u)}{\hat{\Phi}_m(u)}$$

Cet estimateur est calculé pour une grille de 100 rangs équi-répartis dans l'intervalle $[0,1]$. L'intervalle de confiance de la fonction d'accès à chaque rang est calculé par *bootstrap* avec remise (100 répliques).

couplée avec l'observation de la distribution des rémunérations, que nous utilisons pour réaliser des diagnostics différenciés sur les écarts hiérarchiques entre les hommes et les femmes dans différents champs de la fonction publique.

Comment mesurer le plafond de verre ?

Des mesures précises des déroulements de carrière et des mécanismes sous-jacents au sein de populations spécifiques peuvent être obtenues avec des données individuelles en panel. Par exemple, Pekkarinen et Vartiainen (2006) suivent le devenir d'ouvrier(e)s dans une entreprise finlandaise de métallurgie ; ils observent un écart dans les promotions et montrent que le seuil d'exigence requis en termes de productivité individuelle est plus élevé pour les femmes que pour les hommes, si bien que l'efficacité moyenne des femmes promues (comme celles non promues) est supérieure à celle de leurs homologues masculins, alors qu'à l'embauche les deux groupes ont des performances équivalentes. Dans le cas de la France, c'est surtout les promotions dans le milieu scientifique qui ont été étudiées jusqu'à présent : Sabatier (2010), dans le cas des déroulements de carrière à l'Inra, utilise des données longues et conclut à la possibilité d'un plafond de verre et à des critères différents pour les choix de promotion des hommes et des femmes. Bosquet *et al.* (2014) s'interrogent sur la rareté des femmes parmi les professeurs des universités et les directeurs de recherche au CNRS. En utilisant des données de panel pour les sciences économiques et en s'appuyant sur les particularités des modes de recrutement des professeurs d'université dans cette discipline (recrutement par concours d'agrégation), ils

avancent l'idée selon laquelle la sous-représentation des femmes dans ce corps administratif est vraisemblablement liée à des différences dans l'offre de travail. Les femmes auraient tendance à moins postuler à des promotions que leurs homologues masculins, peut-être par manque de confiance en elles ou en raison de contraintes familiales (la promotion impliquant très souvent une mobilité géographique).

La mesure plus systématique des différences de positionnement des hommes et des femmes dans les emplois les mieux rémunérés, pour l'économie toute entière ou dans certains secteurs économiques, est généralement menée sur la base de données en coupe. L'approche standard, depuis Albrecht *et al.* (2003), est d'utiliser les régressions quantiles (Koenker et Basset, 1978 ; Buchinsky, 1998), afin de comparer les distributions des rémunérations des hommes et des femmes, nettes des effets de structure, par centile de rémunération⁶. Un écart croissant des deux distributions peut refléter le résultat de promotions successives défavorables aux femmes et indiquer l'existence d'un « plafond de verre ». On peut aller un peu plus loin dans l'analyse en appliquant les méthodes de décomposition des écarts de salaire moyen entre deux groupes introduites par Oaxaca (1973) et Blinder (1973) adaptées pour décomposer les écarts aux différents centiles (Machado et Mata, 2000) ; le principe est toujours de comparer les différences des rémunérations de deux groupes, ici aux différents centiles et d'en mesurer la part laissée inexpliquée par les caractéristiques individuelles observées.

6. Les centiles sont ici ceux des distributions des salaires conditionnelles aux variables explicatives considérées.

L'application de ce type d'approche a eu l'avantage de fournir une mesure statistique de la raréfaction des femmes aux échelons les plus élevés et de stimuler les travaux sur ce thème, permettant de montrer qu'il s'agissait bien d'un phénomène très répandu, observable dans de nombreux pays (Arulampalam *et al.*, 2007). Mais une limite de cette méthode est de confondre la rémunération observée et la position hiérarchique, ce qui peut amener à des interprétations erronées (Gobillon *et al.*, 2015b). Un simple schéma montre le type de confusion qui peut en résulter. Ce schéma représente une échelle hiérarchique fictive des emplois le long de laquelle les rémunérations augmentent plus que proportionnellement avec le rang dans la distribution des salaires. En d'autres termes, plus les postes sont élevés, plus le saut de rémunération entre deux postes est important. Cette échelle correspond aux faits stylisés de la distribution des rémunérations dans le secteur privé comme dans le secteur public.

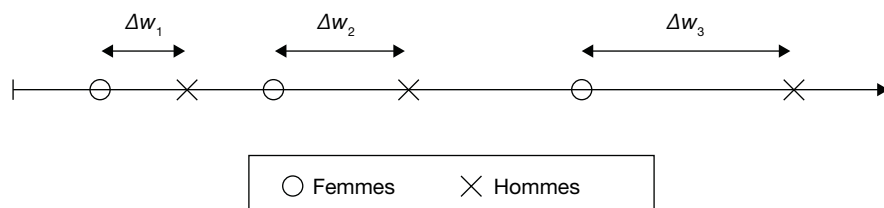
Dans ce schéma, les positions hiérarchiques sont occupées alternativement par une femme et un homme, avec un léger désavantage des femmes à tous les rangs (au sens où entre deux emplois, en partant du premier, une femme occupe toujours le plus bas et un homme le plus élevé). Il n'y a pas ici d'aggravation du déséquilibre en montant dans l'échelle des positions, ce qui signifie qu'il n'y a pas de plafond de verre car pas de raréfaction des femmes aux rangs les plus élevés. Mais si on appliquait la méthode des régressions quantiles avec comme variable dépendante la rémunération observée et qu'on estimait le coefficient associé à la variable « femme » dans ces régressions, on obtiendrait un accroissement de l'écart de salaire entre les hommes

et les femmes le long de la distribution et on en conclurait faussement à l'existence d'un plafond de verre.

Une approche fondée sur les rangs dans la distribution des salaires

Pour éviter ce risque d'erreur, une technique alternative pour mesurer les différences générées d'accès aux emplois les mieux rémunérés a été proposée par Gobillon *et al.* (2015 b). L'approche est fondée sur l'utilisation d'une échelle des positions hiérarchiques commune à l'ensemble des salariés à partir de laquelle on identifie le rang dans la distribution globale des rémunérations. Ainsi l'emploi le mieux rémunéré correspond au rang 1, le deuxième mieux payé au rang 2, etc. jusqu'au dernier emploi considéré. Si plusieurs emplois sont associés à la même rémunération, les rangs attribués le sont de façon aléatoire pour le groupe d'emplois considéré. Le modèle théorique sous-jacent repose sur l'idée qu'il y a un nombre donné d'emplois occupés, classés de la rémunération la plus élevée à la plus basse, et que les hommes et les femmes sont en compétition pour obtenir l'emploi le mieux payé possible dans l'ensemble des emplois qui leur sont accessibles. Une « fonction d'accès » est définie comme la probabilité pour une femme d'obtenir un emploi de rang donné rapportée à la probabilité correspondante pour un homme (voir l'encadré 1 pour une présentation détaillée). Une valeur inférieure à 1 (supérieure à 1) de la fonction s'interprète comme un moins bon (meilleur) accès des femmes à un emploi de rang donné par rapport aux hommes. Si cette méthode était appliquée à une situation telle que décrite par le schéma, on obtiendrait une fonction constante,

Schéma
Un exemple d'écart croissant des rémunérations entre les hommes et les femmes sans plafond de verre



Lecture : la droite représente les positions hiérarchiques, par ordre croissant, et les rémunérations correspondantes. Femmes et hommes se succèdent régulièrement dans la classification hiérarchique. Comme l'écart des rémunérations est croissant entre deux positions adjacentes, l'écart salarial entre les hommes et les femmes s'accroît alors que le désavantage de positionnement hiérarchique des femmes est constant le long de l'échelle.

puisque la probabilité d'accès ne varie pas avec le rang. Dans les situations de plafond de verre, on observe au contraire une décroissance de la fonction d'accès le long de l'échelle hiérarchique déduite du classement des emplois selon la rémunération offerte.

Soulignons que le terme « accès » signifie ici que l'on mesure le rapport des probabilités pour un homme et pour une femme d'obtenir un emploi à un rang donné de la distribution globale des rémunérations. Cette mesure est estimée avec des données en coupe ; ainsi, il ne s'agit pas d'une mesure dynamique d'un déroulement de carrière permettant d'évaluer au sein d'un groupe les probabilités respectives de femmes et d'hommes d'être promus à l'échelon supérieur d'une période à l'autre. Les deux mesures sont cependant liées du fait que la répartition hiérarchique observée proviendrait d'un mécanisme de promotion différencié selon le sexe. Soulignons également que la méthode permet une description des situations mais non de leurs causes. Une sous-représentation des femmes dans certains emplois peut provenir de comportements d'offre de travail (une moindre propension des femmes à postuler ou à se présenter aux promotions), de la demande (un avantage donné aux hommes) ou de la combinaison des deux. L'offre et la demande de travail peuvent par ailleurs être influencées par des caractéristiques telles que l'éducation, la spécialité de formation ou l'expérience professionnelle.

Un avantage de cette méthode est qu'elle permet de comparer directement les situations de secteurs dont les distributions de salaire peuvent être très différentes. En effet, un écart faible de salaire moyen entre les hommes et les femmes peut aller de pair avec une situation inégalitaire s'il y a peu de différences de rémunération lorsqu'on passe au rang supérieur mais que les femmes ont moins de chances que les hommes d'y accéder. Réciproquement, une différence importante de salaire moyen peut correspondre à une faible inégalité dans les positionnements hiérarchiques si ceux-ci sont associés à des sauts conséquents de rémunération.⁷ En raisonnant sur les rangs hiérarchiques dans la distribution des rémunérations, nous neutralisons ce type d'effet et pouvons diagnostiquer dans quel secteur est observée la plus grande différence d'accès aux emplois les mieux rémunérés entre les hommes et les femmes, indépendamment des niveaux absolus des rémunérations. Notons bien que les probabilités sont estimées pour des ensembles donnés de salariés. Selon les groupes que l'on compare – par exemple si on examine la

situation relative des femmes chez les ouvriers et chez les cadres – le même rang dans la distribution des rémunérations pour chacun des deux groupes ne correspond donc pas au même poste, ni bien sûr au même salaire. Mais si les deux fonctions d'accès ont un profil décroissant et des valeurs similaires, cela signifie qu'il est aussi difficile pour une femme ouvrière d'être positionnée dans les rangs correspondant aux emplois d'ouvriers hautement qualifiés que pour une femme cadre d'occuper les plus hautes positions hiérarchiques de cadres. La mesure fournit donc un indicateur des disparités de genre dans un classement hiérarchique, indépendamment des postes effectivement occupés et de leurs niveaux de rémunérations. Elle est par ailleurs indépendante de la proportion de femmes dans l'ensemble des salariés considérés. Elle est complémentaire aux mesures de l'inégalité entre les hommes et les femmes en termes de niveaux absolus de rémunération.

Les fonctions d'accès dans les différents versants de la fonction publique

La méthodologie présentée ci-dessus a été appliquée aux données issues du Système d'information sur les agents du secteur public (SIASP) pour 2010 (cf. encadré 2 sur les données et variables utilisées). Les comparaisons des situations des hommes et des femmes dans la fonction publique ont été faites en partant du plus général – ensemble des salariés de la fonction publique, tous statuts confondus – pour aller vers des populations de plus en plus homogènes en terme de statut, d'âge et de profession exercée. En effet nous utilisons pour construire la fonction d'accès une méthode non paramétrique, ne faisant appel qu'à deux variables : le sexe et la rémunération perçue. Les effets de structure ne sont donc pas pris en compte. Pour passer de la description brute d'un écart de situation professionnelle entre les hommes et les femmes à l'évaluation d'un écart non expliqué par des caractéristiques observables, nous restreignons les analyses à des populations de plus en plus homogènes, ce qui revient à neutraliser

7. La comparaison des États-Unis et du Danemark est sur ce point éclairante. Les États-Unis sont plus inégalitaires en termes de rémunération, mais moins discriminatoires (la part expliquée de l'écart des salaires entre femmes et hommes par les différences moyennes des caractéristiques individuelles comme l'éducation et l'expérience est plus grande aux États-Unis). Ce phénomène provient du fait que la dispersion des salaires est beaucoup plus prononcée aux États-Unis qu'au Danemark, où les écarts absolus sont réduits ; en revanche, à capital humain similaire, il est plus difficile pour les Danoises que pour les Américaines d'accéder aux postes les plus élevés (Datta Gupta et al., 2006).

progressivement l'effet de caractéristiques individuelles susceptibles d'être à l'origine des disparités constatées.

Nous considérons des groupes successifs en restreignant progressivement le champ étudié : (cf. tableau 1). Le point de départ est l'ensemble des salariés de la fonction publique en France métropolitaine, tous statuts confondus, présents au 31/12/2010⁸. On écarte ensuite les agents non titulaires, afin de raisonner sur un ensemble homogène en termes de statuts et de règles de déroulement de carrière : en effet, les fonctionnaires titulaires sont généralement recrutés sur

concours, leur déroulement de carrière suit une grille indiciaire, avec des passages d'échelon qui dépendent fortement de l'ancienneté et des changements de grade au choix, par examen professionnel ou par concours ; les non titulaires se trouvent dans des situations très hétérogènes tant en termes d'emplois occupés (par exemple, comprenant les emplois saisonniers et des emplois particuliers) que de conditions de rémunération, et une majorité d'entre eux ne va pas rester dans

8. Comme il y a peu de mouvements du secteur public vers le secteur privé, ou inversement (cf. Daussin-Benichou et al., 2014), l'analyse dans la seule fonction publique a toute sa pertinence.

Encadré 2

LES RÉMUNÉRATIONS ÉTUDIÉES

Les résultats présentés ici proviennent de l'exploitation de la base de données dite « Système d'Information sur les Agents du Secteur Public » (SIASP) 2010. Elle est issue de la collecte de plusieurs sources administratives et est quasi-exhaustive (les militaires, soit environ 320 000 personnes, en sont cependant exclus) ; elle fournit des informations sur les rémunérations, les temps de travail et les postes occupés, mais elle est pauvre en caractéristiques individuelles et, par construction, ne comprend que les salariés de la fonction publique. Les rémunérations sont nettes des cotisations sociales salariales, de la contribution sociale généralisée (CSG) et de la contribution au remboursement de la dette sociale (CRDS). Tous les résultats sont fondés sur les variables renseignées au 31 décembre de l'année, suivant en cela les précédentes publications de l'Insee et de la DGAFP reposant sur cette base.

Nous avons choisi de mener notre analyse à partir de SIASP et non sur la base DADS-EDP, qui est un panel pour le privé et le public et qui fournit des caractéristiques individuelles (le diplôme) par appariement avec l'Échantillon Démographique Permanent, parce qu'elle est plus riche et précise sur les variables professionnelles. En particulier, on dispose de l'indice dans la grille hiérarchique, information non disponible dans les DADS-EDP, qui nous permet d'approfondir les mécanismes à l'œuvre pour les corps administratifs étudiés.

La variable fondamentale pour l'analyse est la rémunération qui nous sert à construire la hiérarchie des positions (le rang dans la distribution globale des rémunérations). Nous utilisons ici la rémunération nette annuelle effectivement perçue par les agents au 31 décembre 2010, Elle inclut le traitement principal, l'indemnité de résidence (qui s'élève au maximum à 3 % du traitement principal), les primes et indemnités, et l'éventuel supplément familial de traitement et les heures complémentaires et supplémentaires. Pour la ramener à une base horaire comparable, et suivant en cela les précédentes publications de la DGAFP tirées de cette base, le salaire net a été divisé par « l'équivalent temps plein » mesuré comme le nombre

annuel d'heures rémunérées divisé par 1820 (nombre d'heures théoriques du temps plein).

La variable de salaire en équivalent temps plein est toutefois une mesure composite puisque basée sur la rémunération totale, qui inclut le supplément familial de traitement sans qu'il soit possible de l'isoler. Cela entraîne un « bruit » dans nos estimations, sachant qu'il est calculé à partir d'un pourcentage de l'indice de traitement (avec un plafonnement à l'indice 717)¹, qu'il est versé jusqu'aux 20 ans de l'enfant et qu'il peut être perçu aussi bien par le père que par la mère. Dans d'idéal, il faudrait donc exclure cette composante qui correspond à une logique de politique familiale et non de politique de rémunération. Nous faisons néanmoins l'hypothèse que la rémunération annuelle constitue une bonne approximation du rang relatif des agents et qu'elle reflète la hiérarchie implicite, y compris concernant les positions qui ouvrent droit à des indemnités². À corps administratif égal en effet, une rémunération supérieure correspond le plus souvent à l'occupation d'un poste plus avantageux et/ou avec plus de responsabilités. Ainsi, en raison des différences dans le montant des primes, un attaché d'administration centrale au ministère des finances sera classé à un rang plus élevé qu'un attaché d'administration centrale similaire affecté au ministère de l'éducation nationale. Du point de vue strictement monétaire, travailler dans un ministère avec primes est plus avantageux ; la position occupée est donc plus enviable, ce qui se traduit par un rang supérieur dans la distribution des rémunérations.

1. Plus précisément, le supplément familial de traitement est composé d'un élément fixe variant selon le nombre d'enfants à charge (1 enfant 2,29 euros/mois, 2 enfants 10,67 euros/mois, 3 enfants 15,24 euros/mois, 4,57 euros par enfant et par mois au-delà) et d'un élément proportionnel à partir du 2^e enfant calculé en pourcentage du traitement de base (indice majoré) (2 enfants 3 %, 3 enfants 8 %, et 6 % par enfant au-delà du 3^e).

2. Il faut toutefois garder à l'esprit que le rang considéré ici ne rend pas compte d'une hiérarchie « administrative » (au sens de corps/grade/échelon), mais rend plutôt compte d'une hiérarchie des rémunérations associées aux postes occupés.

le secteur public (ceux qui restent étant le plus souvent intégrés dans le statut de titulaires⁹). Les agents titulaires sont enfin distingués par versant de la fonction publique : fonction publique d'État (FPE), hospitalière (FPH) et territoriale (FPT), puis par catégorie hiérarchique, c'est-à-dire selon le groupe A, B ou C.

Les fonctions d'accès sont construites pour un groupe d'âge homogène, les 40-45 ans. Le choix de cette tranche d'âge permet de comparer des personnes dont on peut supposer qu'elles sont entrées à peu près au même âge dans la fonction publique et donc que les rythmes de progression de carrière ont été affectés par les mêmes conjonctures économiques et les mêmes évolutions des politiques de ressources humaines. Par ailleurs, la tranche d'âge 40-45 ans correspond à une période de maturité dans la carrière. Elle permet aussi d'observer des femmes dont la grande majorité n'a plus d'enfants en très bas âge et pour lesquelles les contraintes familiales se sont fortement atténuées.

Toujours avec l'objectif de raisonner sur des populations les plus semblables possibles en

termes d'opportunités de carrière et pour lesquelles les caractéristiques individuelles sont les plus proches possibles, nous passerons ensuite à une analyse par corps administratif, ce qui permet d'observer des groupes de titulaires très homogènes ; la dernière partie de l'étude se focalise sur les agents (dans cette même tranche d'âge) de cinq corps administratifs sélectionnés en fonction de leurs effectifs et de leur relative stabilité professionnelle : trois en catégorie A dans la FPE (les magistrats, les professeurs des écoles, les professeurs de l'enseignement secondaire), un dans les catégories B et A pour la FPH (les infirmiers et cadres de santé – les cadres de santé sont inclus dans le champ car il s'agit d'un débouché fréquent en fin de carrière pour les infirmières), enfin un dans la catégorie C pour la FPT (les adjoints administratifs, qui constituent le groupe professionnel le plus important numériquement dans ce versant de la fonction publique).

9. La mobilité vers le secteur privé est très forte parmi les contractuels. Ainsi, moins de 30 % des agents entrés non titulaires dans la FPE en 1983 y sont encore 22 ans plus tard et ont en général changé de statut et sont devenus titulaires (Bessière et Pouget, 2007).

Tableau 1
Principales caractéristiques des groupes retenus

Champ	Effectifs	% Femmes	Rémunération moyenne (1)		Ratio F/H	Rémunération médiane (1)		Ratio F/H
			Hommes	Femmes		Hommes	Femmes	
Ensemble	4 949 994	64,1	27 033	24 002	88,8	24 339	22 092	90,8
dont titulaires	3 784 213	63,6	27 497	24 756	90,0	24 912	23 012	92,4
Titulaires par versant (2)								
FPE	1 561 566	59,8	32 114	28 077	87,4	29 813	26 262	88,1
FPT	1 403 270	57,8	23 412	21 219	90,6	21 273	19 197	90,2
FPH	819 377	80,7	24 455	24 406	99,8	22 356	22 860	102,3
Titulaires âgés de 40 à 45 ans par versant et catégorie (2)								
FPE								
A	180 661	61,9	35 417	30 749	86,8	33 294	28 746	86,3
B	50 199	45,7	29 592	26 386	89,2	29 277	25 659	87,6
C	49 359	60,4	23 266	20 727	89,1	22 002	16 223	73,7
FPT								
A	18 481	62,0	40 422	34 419	85,1	38 942	32 918	84,5
B	35 079	67,4	28 077	26 374	93,9	26 945	25 655	95,2
C	226 945	57,1	21 214	18 778	88,5	20 153	18 282	90,7
FPH								
A	13 300	81,9	36 640	34 295	93,6	34 220	33 160	96,9
B	49 660	86,2	28 204	28 289	100,3	27 884	28 509	102,2
C	88 049	77,4	20 469	20 571	100,5	20 057	20 330	101,4
1. Rémunération annuelle nette en euros en équivalent temps complet. 2. Outre les contractuels, le champ des titulaires exclut : les enseignants du privé sous contrat, les ouvriers d'État, les assistantes maternelles, les personnels médicaux hospitaliers non FPH.								

Source : SIASP, 2010, effectifs présents au 31/12/2010.

La variable fondamentale pour l'analyse est le salaire en équivalent temps plein qui nous sert à construire la hiérarchie des positions (le rang dans la distribution globale des salaires). Nous utilisons la rémunération nette annuelle effectivement perçue par les agents présents au 31 décembre 2010, Elle comprend le traitement principal, l'indemnité de résidence, les primes et autres indemnités, et l'éventuel supplément familial de traitement¹⁰, nets des cotisations sociales salariales, de la CSG et de la CRDS. Comme dans les autres publications à partir de ces données, la rémunération est calculée en équivalent temps plein EQTP pour tenir compte de la quotité de travail par rapport à un temps complet et de la durée d'occupation du poste durant l'année (voir définition dans Michel, 2015).

Des écarts moyens de rémunération entre les hommes et les femmes variables selon les groupes analysés

En moyenne, les femmes représentent deux tiers des salariés de la fonction publique de 30 à 54 ans en France métropolitaine (cf. tableau 1). Parmi les titulaires, soit 76 % de cet ensemble, elles sont proportionnellement plus nombreuses dans la FPH (81 %) que dans la FPE (60 %) ou dans la FPT (58 %). En général, la rémunération moyenne ou médiane (en équivalent temps complet) des femmes est inférieure à celle des hommes, si ce n'est dans la FPH où elle est quasi égale, voire supérieure lorsqu'on considère les médianes¹¹. L'écart le plus important s'observe pour les catégories A, que ce soit dans la FPE ou la FPT, la rémunération des femmes étant environ de 84 % de celle des hommes. Ceci est cohérent avec l'idée selon laquelle la pénalisation salariale liée à un mauvais positionnement relatif va être d'autant

plus forte que la grille des rémunérations est étendue. Ces grandes tendances ne sont guère modifiées lorsqu'on restreint l'analyse à la population des 40-45 ans.

Dans les cinq corps retenus comme catégories homogènes, on observe que c'est parmi les infirmiers et cadres de santé que la proportion de femmes est la plus élevée (88 %), puis parmi les professeurs des écoles (83 %) (cf. tableau 2). La catégorie la moins féminisée est celle des adjoints administratifs de la FPT (57 %). Les écarts de salaire moyen et de salaire médian sont très faibles dans ces catégories, ce qui est attendu compte tenu du fait que l'on observe des groupes professionnels homogènes et une tranche d'âge étroite (les 40-45 ans). Les infirmières gagnent en moyenne un peu plus que les infirmiers, les magistrats hommes et femmes sont très proches en termes de rémunération moyenne et médiane. Dans les trois autres catégories, enseignants du primaire, du secondaire et adjoints administratifs, les rémunérations moyennes et médianes des femmes se situent entre 93 % et 95 % de celles des hommes.

Un positionnement global défavorable des femmes dans l'échelle des rémunérations de la fonction publique

Les écarts de rémunération entre les hommes et les femmes pour chaque champ retenu sont représentés à l'aide de trois figures complémentaires déclinées pour chacun des différents champs de l'analyse (cf. figure I). La première est le tracé de la rémunération annuelle (en

10. Il n'est malheureusement pas possible d'isoler cette composante dans la base de données SIASP.

11. Les médecins hospitaliers ayant une activité libérale ne sont pas retenus dans l'étude en raison de la spécificité de leur statut.

Tableau 2
Principales caractéristiques des corps administratifs retenus pour l'analyse

	Effectifs	% de femmes	Rémunération Moyenne (1)		Ratio F/H	Rémunération Médiane (1)		Ratio F/H
			Hommes	Femmes		Hommes	Femmes	
Magistrats	988	61,3	57 918	57 017	98,4	59 480	59 315	99,7
Professeurs des écoles	56 564	83,0	27 920	26 752	95,8	27 021	26 188	96,9
Professeurs du secondaire	58 307	59,6	33 939	31 903	94	32 098	30 574	95,3
Infirmiers et cadres de santé	34 392	88,1	28 972	29 839	103	28 629	29 875	104,4
Adjoints administratifs	150 606	57,4	19 973	18 660	93,4	19 447	18 172	93,4

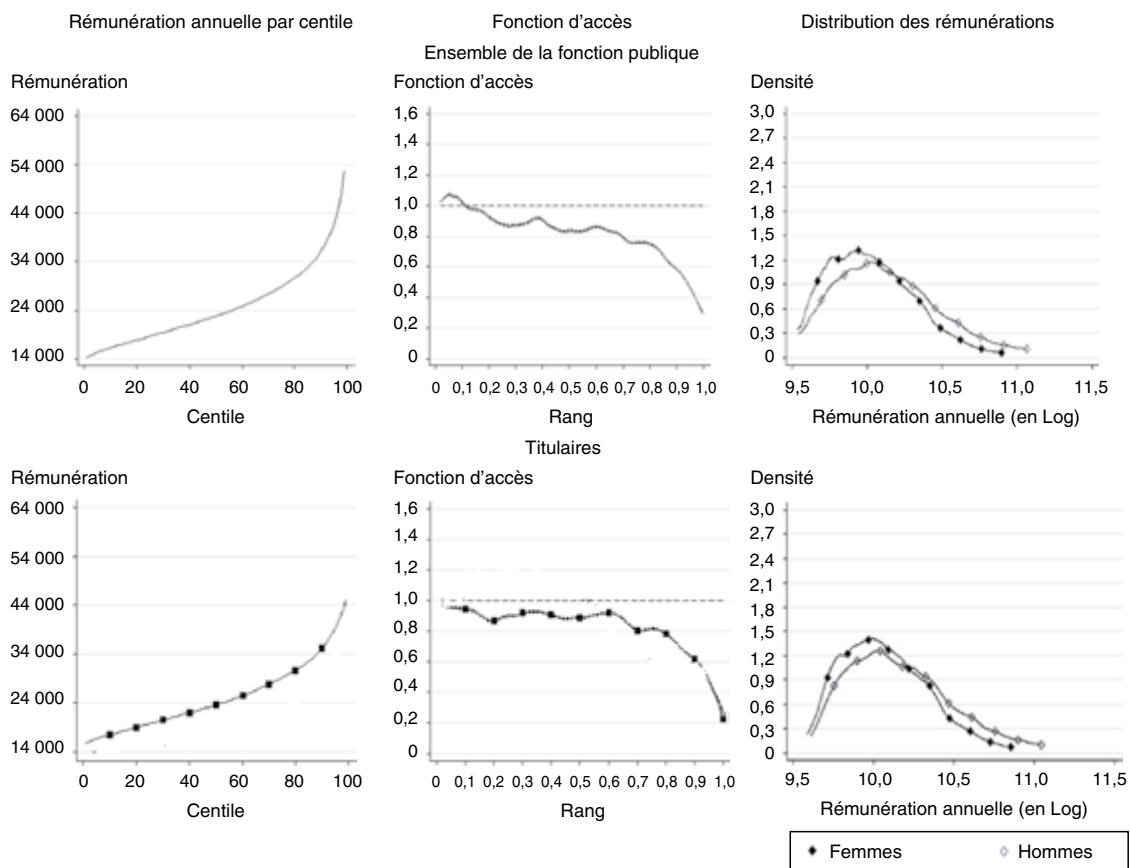
1. Rémunération annuelle nette en euros en équivalent temps complet.
Champ : titulaires de la fonction publique de 40 à 45 ans compris, France métropolitaine.
Source : SIASP, 2010, effectifs présents au 31/12/2010.

euros) par centile pour l'ensemble des salariés (hommes et femmes) dans chaque champ considéré. Plus la courbe est convexe, plus les écarts de rémunération sont prononcés et plus l'avantage monétaire à être positionné dans les rangs les plus élevés est important. La deuxième est la représentation de la fonction d'accès, qui permet d'estimer la plus ou moins grande difficulté relative pour une femme par rapport à un homme d'obtenir un emploi de rang donné dans le classement par centile des rémunérations. Les rangs de classement des emplois qui correspondent à la valeur des centiles déduits des rémunérations sont en abscisse et vont de 0 à 1, et la valeur de la fonction d'accès est en ordonnée. Plus la fonction est proche de 1, moins il y a de différences entre les hommes et les femmes dans l'accès relatif aux emplois de rangs considérés. Enfin les distributions des rémunérations¹² des hommes et des femmes décrivent l'ampleur de la pénalité salariale

subie par les femmes (les hommes) lorsque la fonction d'accès est inférieure (supérieure) à 1. Plus la distribution globale des rémunérations est convexe, plus les difficultés d'accès au rang supérieur ont une traduction monétaire importante, même si la fonction d'accès, décroissante, n'est que faiblement inférieure à 1. Réciproquement on peut avoir une hiérarchie des rémunérations resserrée, avec peu de différences de rémunération en termes monétaires entre les centiles, et une fonction d'accès décroissante indiquant de fait un avantage hiérarchique pour les hommes. Cet avantage est plus de l'ordre symbolique que monétaire si la compression des salaires domine l'effet de la fonction d'accès et que l'écart des salaires entre les hommes et les femmes est limité.

12. Les rémunérations sont exprimées en logarithme afin d'améliorer la lisibilité de la figure pour les valeurs extrêmes.

Figure 1
Fonction d'accès et distribution des rémunérations, ensemble de la fonction publique et titulaires



Lecture : le premier cadran représente la distribution cumulée des rémunérations des hommes et des femmes, le second la fonction d'accès et le troisième la distribution des rémunérations des hommes et des femmes, résultante de la combinaison de la distribution cumulée et de la fonction d'accès.

Champ : salariés de la fonction publique présents au 31 décembre 2010.

Source : SIASP, 2010.

Pour l'ensemble des salariés (tous statuts confondus) de la fonction publique¹³, la distribution des rémunérations (en équivalent temps plein) va de 14 000 à 55 000 euros annuels¹⁴ (cf. figure I). La fonction d'accès commence au-dessus de 1, ce qui correspond à une situation où les femmes ont une probabilité d'accès plus élevée que les hommes aux emplois les moins bien classés. Elle est ensuite décroissante, à un rythme assez lent jusqu'au rang 0,8, puis plus rapide au-delà, pour terminer à un niveau de l'ordre de 0,3 (en d'autres termes, une femme a une probabilité de moins d'un tiers de celle d'un homme d'obtenir l'un des emplois aux rangs les plus élevés). Il y a donc globalement un moins bon accès des femmes aux postes supérieurs lorsqu'on considère l'ensemble de la fonction publique. Cette différence d'accès se traduit par une différence de distributions des salaires entre les hommes et les femmes, celle des hommes étant décalée vers la droite et plus étalée que celle des femmes, indiquant une plus grande proportion d'hommes bénéficiant des rémunérations les plus élevées¹⁵.

La configuration de la fonction d'accès n'est pas sensiblement différente sur le champ restreint aux seuls titulaires de la fonction publique (tous versants confondus) : elle reste décroissante aux rangs les plus élevés. On note cependant qu'elle est inférieure à 1 dès les premiers rangs, puis reste relativement plate jusqu'au rang 0,6.

Des différences entre les fonctions publiques

Pour mener notre analyse sur des groupes dont on peut supposer qu'ils sont en concurrence sur les mêmes gammes de postes, nous considérons maintenant les fonctionnaires titulaires de la FPE, FPT ou FPH, et les classons selon leur rémunération. Dans les rangs les plus bas se trouvent majoritairement les emplois de la catégorie C, dans les rangs les plus élevés les emplois de la catégorie A, et dans la zone intermédiaire se trouvent des emplois des trois catégories puisque les grilles de rémunération se recouvrent partiellement (davantage de B et C dans les rangs les plus bas, davantage de B et de A dans les rangs supérieurs à la médiane).

Les différences de rémunération des hommes et des femmes, quel que soit le versant de la fonction publique, résultent d'effets de structure : hommes et femmes n'occupent pas les mêmes emplois et les niveaux de rémunération ne sont pas les mêmes d'un corps administratif à l'autre. Cela provient du choix des métiers (par exemple le fait que les femmes sont plus fréquemment que les hommes dans les métiers de

l'enseignement), et de différences dans les déroulements de carrière. Ce dernier point englobe à la fois la progression à l'intérieur d'un corps et les changements de catégories socio-professionnelle¹⁶, avec ou sans changement catégoriel (passage de la catégorie C à B, ou de B à A). Les changements catégoriels sont relativement fréquents dans la fonction publique, surtout pour les catégories B. D'après Bessière et Pouget (2007), 71 % des agents de la FPE recrutés en catégorie B en 1983 et encore présents en 2005 ont été promus en catégorie A¹⁷; pour la catégorie C, seuls 21 % des agents sont passés en catégorie B ou A sur la même période. Par conséquent une fonction d'accès inférieure (supérieure) à 1 rend aussi compte des possibilités de promotion par changement de catégorie – de C à B ou de B à A – moins (plus) favorables pour les femmes que pour les hommes.

Comme attendu compte tenu des différences structurelles des qualifications dans les trois versants de la fonction publique, la distribution des rémunérations est plus convexe dans la FPE, plus plate dans la FPT, la FPH occupant une position intermédiaire (cf. figure II).

Les profils des fonctions d'accès apparaissent très différents. La FPH a un profil particulier, d'abord plat puis croissant, à des niveaux proches ou supérieurs à 1, pour s'effondrer dans les rangs extrêmes. Cette raréfaction des femmes aux rangs correspondant aux rémunérations les plus élevées ne provient pas des postes de médecins hospitaliers car ils ont été exclus de l'analyse. L'examen des derniers centiles de rémunération selon la catégorie professionnelle montre que les tout derniers échelons correspondent aux

13. Nous avons suivi la nomenclature proposée par la DGAFP et retenu deux catégories de salariés de l'État : les titulaires et les non-titulaires. Sont exclus du champ les élus, les militaires, les élèves, les individus occupant des emplois aidés, les contractuels PACTE, les intérimaires, les médecins hospitaliers avec activité libérale. Le champ est restreint à la France métropolitaine.

14. Pour limiter les erreurs de mesure, nous avons retiré de la distribution les premier et dernier centiles.

15. La différence de proportions de femmes et d'hommes dans les emplois selon les salaires proposés peut également être illustrée par le ratio des densités des femmes et des hommes (cf. annexe 1). Elle montre qu'il y a au moins 1,2 fois plus de femmes dans les emplois les moins bien rémunérés, mais 3 fois moins dans les emplois les mieux rémunérés. Il faut cependant noter que le ratio des densités entre femmes et hommes est un indicateur statistique et ne constitue pas une mesure d'accès dont la construction nécessite une modélisation du marché du travail (cf. encadré 1).

16. Dans un article qui étudie les différentes formes de mobilité dans la FPE, Pauron (2003) trouve que 3 % des agents ont changé de catégorie socio-professionnelle entre 2000 et 2001, dont plus de la moitié dans la catégorie B.

17. Cette statistique est calculée en excluant les effets de la réforme de 1990 de reclassement des instituteurs (catégorie B) en professeur des écoles (catégorie A).

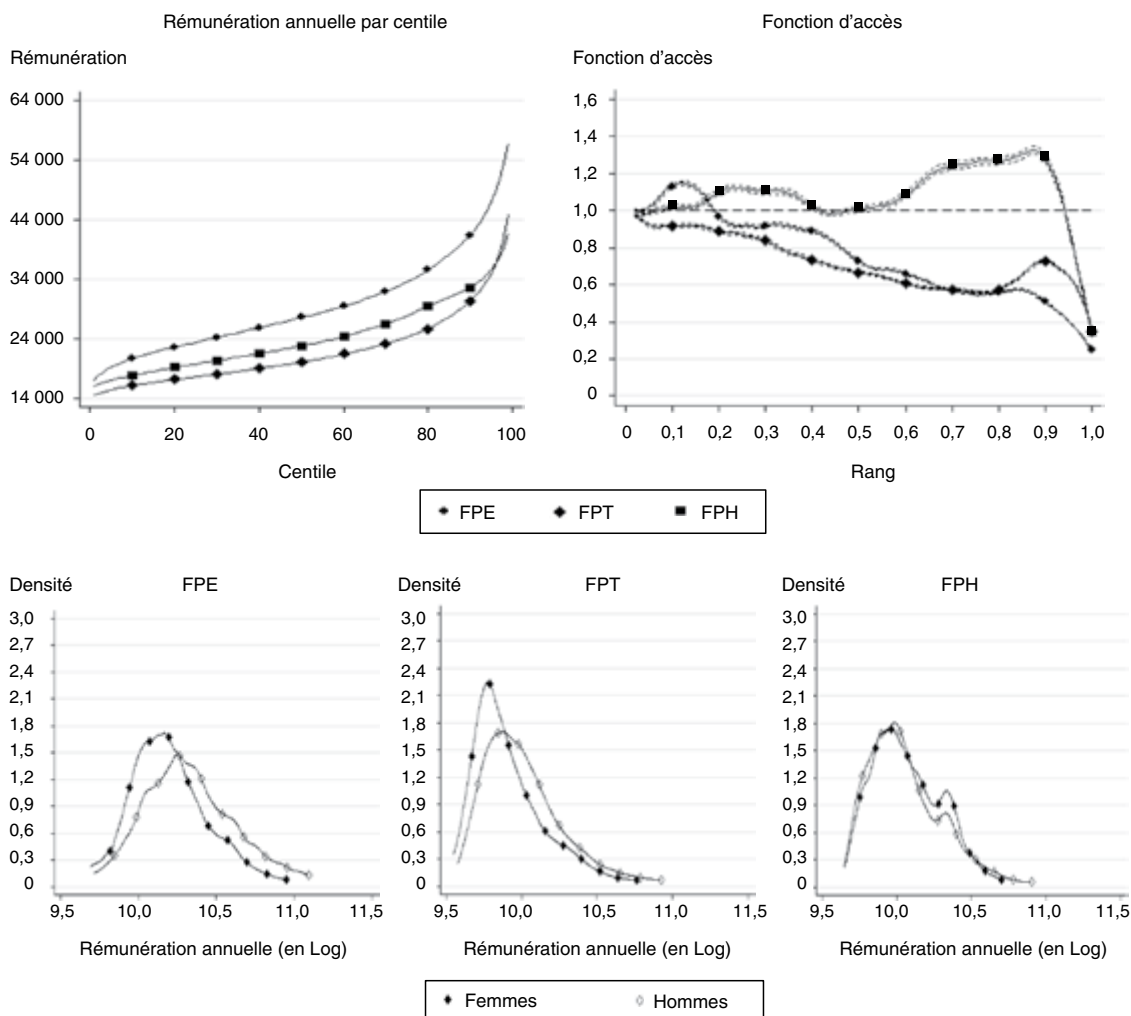
personnels administratifs de catégorie A, aux ingénieurs spécialisés et aux infirmières spécialisées. Sauf dans ce dernier cas, ces professions sont à dominante masculine. Si l'on exclut ces rangs extrêmes, il est intéressant de souligner que ce n'est que dans la FPH que l'on observe une propension des femmes à occuper des emplois à des rangs élevés plus importante que celle des hommes¹⁸. La combinaison de la structure des rémunérations et des différences d'accès conduit à ce que les distributions des rémunérations des deux sexes soient quasiment confondues, avec toutefois un léger avantage pour les femmes pour des rémunérations proches de 10,3 en logarithme (soit autour de 30 000 euros annuels), qui correspond aux valeurs élevées de la fonction d'accès au rang 0,8. Mais comme la distribution des rémunérations n'est pas très dispersée,

l'« avantage » hiérarchique pour les femmes ne se traduit pas en gains monétaires conséquents par rapport à leurs homologues masculins.

Dans les deux autres versants (FPE et FPT) les profils des fonctions d'accès sont assez similaires, avec une décroissance plus marquée dans la FPE que dans la FPT. On remarque aussi que la situation relative des femmes dans la fonction publique territoriale est meilleure que dans la FPE aux rangs proches de 0,9, mais bien moins bonne au-delà. En revanche, les distributions des rémunérations des hommes et des femmes sont très différentes dans ces deux versants,

18. Rappelons que le calcul de la fonction d'accès n'est pas lié aux proportions respectives d'hommes et de femmes dans la population d'ensemble.

Figure II
Fonction d'accès et distribution des rémunérations des titulaires par versant de la fonction publique



Champ : titulaires de la fonction publique.
Source : SIASP, 2010.

avec un plus grand écart entre les courbes des hommes et des femmes dans la FPE que dans la FPT. Cela tient au fait que les catégories C sont majoritaires dans la FPT, alors que les catégories A sont majoritaires dans la FPE. Ainsi, pour les hommes, malgré un avantage assez similaire en termes d'accès aux emplois dans ces deux versants de la fonction publique, la plus grande dispersion des salaires dans la FPE explique le plus grand écart absolu de rémunérations dans ce versant que dans la FPT (cf. tableau 1).

L'accès aux rangs les plus élevés est plus difficile pour les femmes, même en ne considérant que la classe d'âge des 40-45 ans

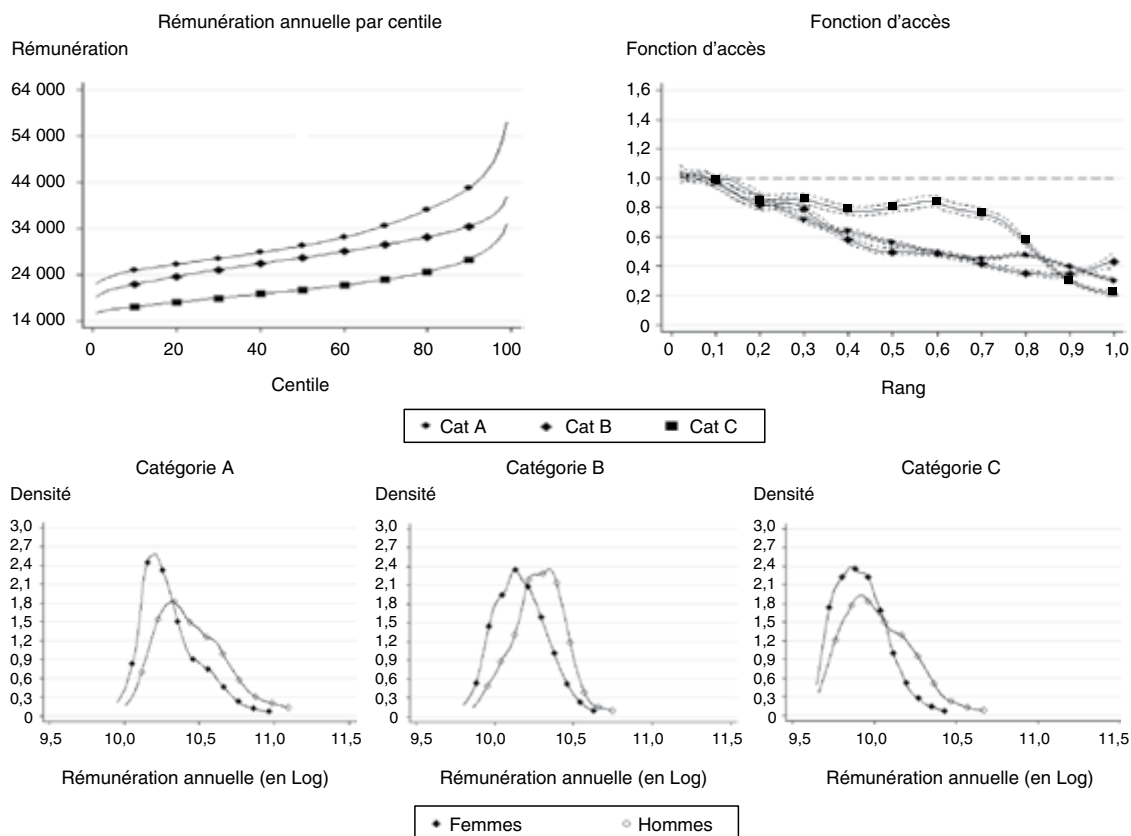
Nous comparons maintenant les rangs relatifs de fonctionnaires dans une catégorie d'un versant de la fonction publique; rappelons qu'un même rang pour une catégorie ne correspond pas à la même rémunération (ni au même emploi) que pour une autre catégorie. En revanche, on peut comparer les probabilités relatives d'occuper un emploi de rang donné dans chaque catégorie.

Comme on peut penser que les structures par âge jouent sur les résultats, les mêmes analyses sont reconduites sur le champ restreint aux 40-45 ans. En ne considérant qu'une tranche d'âge étroite, nous faisons l'hypothèse que les différences de positionnement dans les rangs observés une année donnée correspondent essentiellement à des différences dans la carrière passée de ces agents. C'est le cas pour les catégories A¹⁹. Pour les catégories B et C, cela ne tient pas compte par construction des agents qui ont pu changer de catégorie en passant des concours internes; la fonction d'accès ne peut donc pas refléter précisément la carrière des agents en catégorie B, une partie d'entre eux n'étant plus observée (ceux passés en A); il en est de même pour la catégorie C. Ceci constitue l'une des limites de l'exercice.

Dans la FPE, il n'y a que pour la catégorie C que le profil est faiblement décroissant jusqu'à des rangs assez élevés, de l'ordre de 0,6 (cf. figure III).

19. Ceci englobe les promotions par changement de catégorie, car les agents conservent l'indice atteint dans la catégorie initiale lorsqu'ils intègrent le nouveau corps administratif.

Figure III
FPE : fonction d'accès et distribution des rémunérations par catégorie, titulaires de 40 à 45 ans



Champ : titulaires de la fonction publique d'État, de 40 à 45 ans compris.
Source : SIASP, 2010.

Pour la catégorie A, on constate de nouveau une forte décroissance tout le long de l'échelle des rémunérations, avec une fonction d'accès dont la valeur est égale à 0,3 aux rangs les plus élevés²⁰. Pour la catégorie B, la forme de la fonction d'accès est également décroissante. Pour les 40-45 ans, qui ont une carrière déjà bien avancée, les femmes dans la catégorie B ont donc moins accédé aux emplois aux rangs les plus élevés dans leur catégorie (sauf à supposer qu'elles sont davantage passées que les hommes en catégorie A via les concours internes ou promotions au choix, hypothèse que nous ne pouvons pas tester ici).

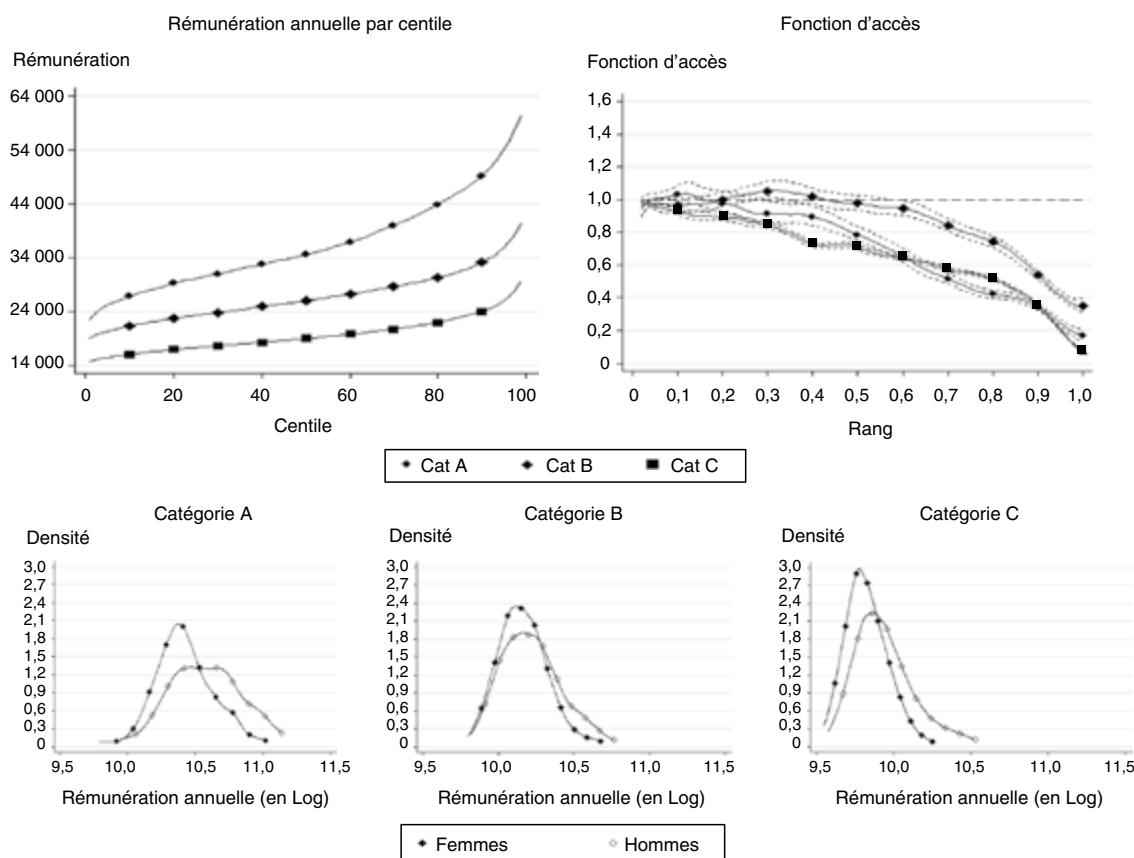
Pour la FPT, les profils des fonctions d'accès sont fortement décroissants, quelle que soit la catégorie (cf. figure IV). La pente est même plus marquée pour les catégories A et C, les fonctions d'accès étant quasiment confondues. Comme les rémunérations en catégorie C sont beaucoup plus resserrées que celles en catégorie A, les effets ne sont pas les mêmes sur la distribution des rémunérations des hommes et

des femmes. Pour la catégorie A, on voit très nettement un décalage entre les deux courbes, le moins bon accès des femmes aux rangs supérieurs s'accompagnant de différences de rémunérations importantes. Il n'en est pas de même dans la catégorie C, où les distributions des rémunérations des femmes et des hommes sont plus proches l'une de l'autre, en raison d'une faible progression des salaires selon les rangs. Dans ce cas précis, un désavantage en positionnement relatif très similaire dans les deux catégories a d'importantes conséquences monétaires pour les A, alors que ce désavantage est masqué pour les C par la faible dispersion des rémunérations.

La FPH, enfin, offre de nouveau des particularités, avec des profils croissants pour les catégories B et C jusqu'à des rangs supérieurs

20. Pour donner un ordre de grandeur, la valeur de la fonction d'accès calculée à partir des DADS 2003 pour les cadres âgés de 40 à 45 ans du secteur privé était de 0,5 au 95^e centile (cf. Gobillon et al., 2015).

Figure IV
FPT : fonction d'accès et distribution des rémunérations par catégorie, titulaires de 40 à 45 ans



Champ : titulaires de la fonction publique territoriale, de 40 à 45 ans compris.
Source : SIASP, 2010.

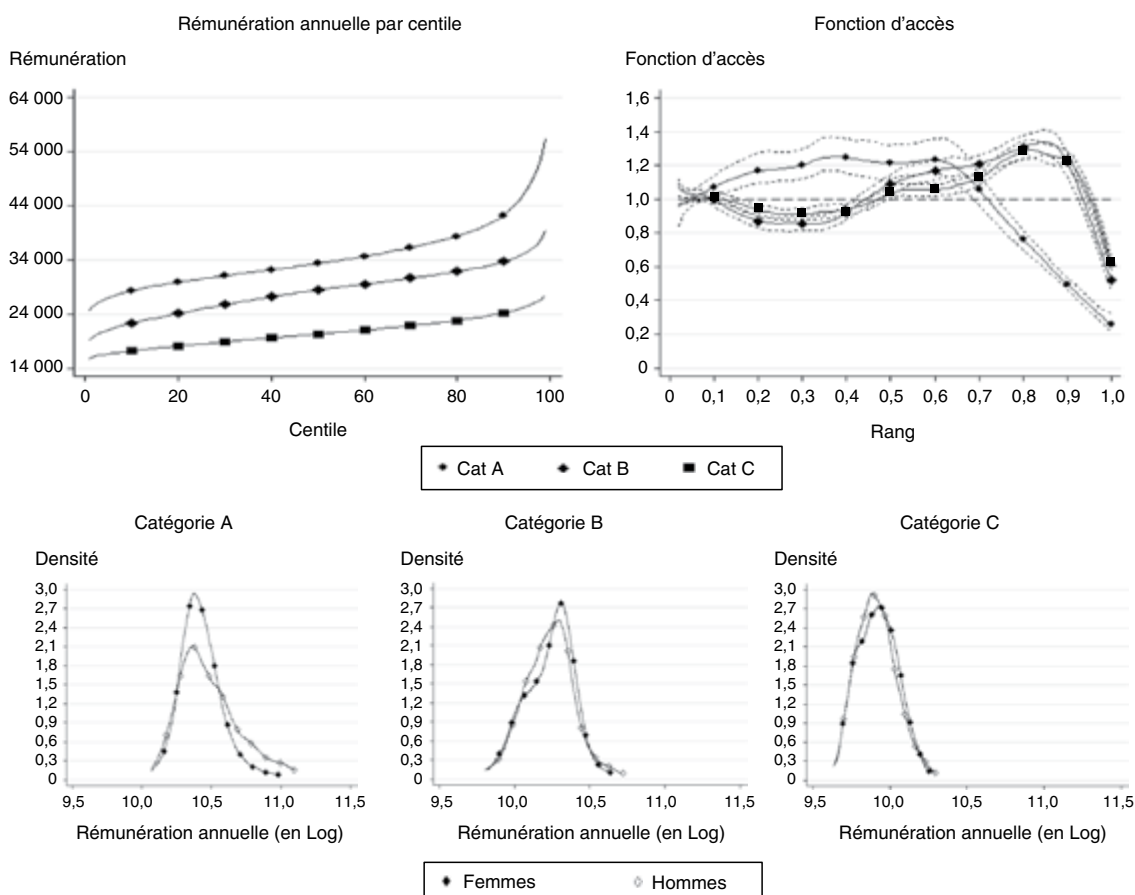
à 0,9, un profil plat et des valeurs supérieures à 1 pour la catégorie A jusqu'au rang 0,6, puis une décroissance au-delà (cf. figure V). Dans ce secteur très féminisé, le plafond de verre ne se manifesterait qu'aux rangs les plus élevés, et pour la catégorie A. En revanche, le fait que la fonction d'accès soit supérieure à 1 et croissante jusqu'à la médiane des rangs indique que les femmes ont davantage accès que les hommes aux postes moins rémunérés.

Un focus sur des catégories socioprofessionnelles homogènes

La tendance à la décroissance de la fonction d'accès observée pour les catégories A, B et C et par versant de la fonction publique, FPH exceptée, peut provenir de deux phénomènes non exclusifs. Le premier serait un effet de ségrégation professionnelle : à versant de la fonction publique et catégorie hiérarchique donnés, les femmes occuperaient davantage

les emplois des corps administratifs moins bien rémunérés, avec des grilles indiciaires et des primes moins favorables que celles des hommes (effet « *between* », entre emplois). Par exemple, le fait que les femmes soient majoritaires dans l'enseignement, secteur dans lequel le taux de prime est le plus bas, expliquerait leur positionnement dans des emplois aux rémunérations les plus basses de la catégorie A. Le second effet proviendrait d'un désavantage des femmes dans un corps administratif donné regroupant des professions très homogènes. Dans ce cas, cela signifierait qu'à grille indiciaire identique, avec les mêmes conditions statutaires de déroulement de carrière et les mêmes possibilités d'accéder aux différents régimes indemnitaires, il y aurait une différence non expliquée de traitement entre les hommes et les femmes. C'est l'existence d'un tel effet « *within* » (dans des emplois donnés) que nous examinons dans cette section, en restreignant l'analyse à des catégories professionnelles homogènes et aux agents de 40 à 45 ans.

Figure V
FPH : fonction d'accès et distribution des rémunérations par catégorie, titulaires de 40 à 45 ans



Champ : titulaires de la fonction publique hospitalière, de 40 à 45 ans compris.
 Source : SIASP, 2010.

Il n'est évidemment pas possible d'étudier de façon exhaustive tous les corps administratifs. Les cinq grands corps sélectionnés (magistrats, professeurs, infirmiers et cadres de santé, adjoints administratifs) forment cependant un panel suffisamment diversifié ; pour chacun, les rémunérations dépendent d'une grille indiciaire spécifique et les règles de déroulement de carrière combinent ancienneté et promotions individualisées par concours ou au choix. Comme nous raisonnons sur les rangs et non les rémunérations, il est possible de comparer entre les catégories la résultante de ces mécanismes.

Les magistrats

Les magistrats forment un ensemble homogène particulier, d'un effectif relativement faible (988 personnes de 40 à 45 ans), avec très peu de dispersion des rémunérations (cf. figure VI). La forme particulière des distributions des rémunérations tient à l'accumulation des individus autour de quatre indices de rémunération²¹. La fonction d'accès est plutôt plate et non significativement différente de 1 sur la quasi-totalité des rangs (l'intervalle de confiance est large en raison des petits effectifs). Il n'y a donc pas de pénalisation apparente dans les rémunérations pour les femmes magistrates, ni de plafond de verre pour cette tranche d'âge.

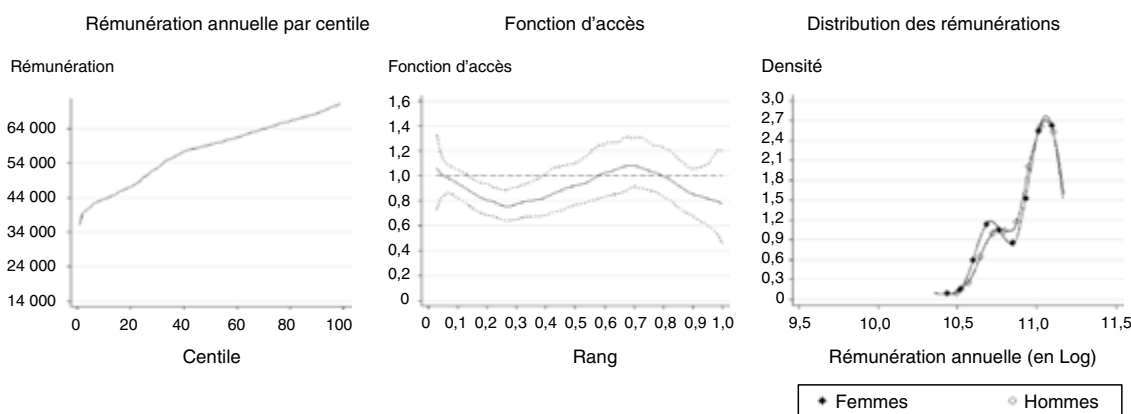
En fait, si l'on regarde de près les indices hiérarchiques correspondant aux rémunérations versées, on ne constate pratiquement aucune différence entre les répartitions des hommes et des femmes dans l'échelle indiciaire. L'indice 619 (échelon terminal du deuxième grade) concentre

15 % des hommes et 16 % des femmes, l'indice 821 (indice terminal avant le passage à l'échelle lettre), 23 % des hommes et 22 % des femmes, l'indice 881 (échelle A1), 7 % des hommes et 12 % des femmes, et l'indice A2, 10 % des hommes et 10 % des femmes. Comme les primes et rémunérations annexes sont dépendantes de l'indice atteint, il n'est donc pas étonnant que les distributions des rémunérations soient quasiment confondues. Un test de robustesse sur la tranche d'âge immédiatement supérieure (les 45-50 ans, voir annexe 2) indique un fort effet de génération. En effet, dans cette tranche d'âge, la fonction d'accès est significativement inférieure à 1. Un examen des indices indique que les femmes sont plus souvent que les hommes à l'indice 619 et moins souvent au 821 (resp. 21 % et 18 %, contre 15 % et 29 %). Il est possible que dans ce corps administratif, où les promotions sont décisives dans la rémunération, surtout pour les derniers échelons, les générations plus récentes aient bénéficié de l'attention portée au critère d'égalité professionnelle entre les hommes et les femmes²².

21. Il est possible pour des corps administratifs précis de connaître les indices individuels. En revanche, cette variable ne peut pas être exploitée pour l'ensemble des fonctionnaires, car les indices collectés dans SIASP 2010 pour chaque corps peuvent être soit les indices bruts (IB), soit les indices nouveaux majorés (INM), sans qu'il soit possible de distinguer entre les deux.

22. Les promotions des magistrats se font au mérite et non à l'ancienneté selon un mécanisme particulier, appelé « transparence ». Pour être promu, les magistrats doivent être inscrits sur un tableau d'avancement établi tous les deux ans par la Chancellerie. Les services du ministère de la justice proposent des nominations au Conseil supérieur de la Magistrature (CSM) deux fois par an. Ces propositions sont connues des magistrats qui peuvent présenter leurs observations. Le Conseil supérieur de la Magistrature valide ou non les propositions. L'évaluation professionnelle individuelle dont dépendent ces procédures peut être contestée devant la commission d'avancement.

Figure VI
Magistrats, 40-45 ans



Champ : magistrats, de 40 à 45 ans compris.
Source : SIASP, 2010.

Les professeurs des écoles et les enseignants du secondaire

Le cas des professeurs des écoles et des enseignants²³ est tout à fait différent. Les profils de la fonction d'accès sont décroissants à un rythme rapide (cf. figure VII). On passe de valeurs proches de 1 aux premiers rangs pour finir à 0,4 aux derniers. Les femmes sont donc massivement cantonnées dans les emplois associés aux rémunérations les plus basses de ces deux corps administratifs.

Comment expliquer ce phénomène dans des professions *a priori* très homogènes et dans lesquelles les femmes sont largement majoritaires? L'examen des indices hiérarchiques fait apparaître une légère différence selon le sexe dans le cas des professeurs des écoles, avec des indices moyens de 530 pour les hommes et de 520 pour les femmes, des indices médians de 531 pour les hommes et 522 pour les femmes, des indices aux 95^e percentiles de 597 pour les hommes et 567 pour les femmes (soit une différence de 30 points). Ces écarts génèrent des différences de positionnement dans les distributions des rémunérations. Pour les professeurs des écoles, l'explication de la forme de la fonction d'accès serait une différence de vitesse dans l'accession aux postes à responsabilités comme directeur d'école primaire – et le gain d'indice associé – et des écarts dans le total des heures complémentaires effectuées ce qui, en jouant sur la rémunération totale, accroît le rang des individus qui en bénéficient²⁴. En revanche on n'observe pas un tel phénomène pour les professeurs du secondaire (capésiens et agrégés²⁵) (cf. figure VIII). Si l'indice moyen des hommes est un peu supérieur à celui des femmes (respectivement 583 et 573), les indices médians sont les mêmes (567) ainsi que les indices aux 95^e centiles (734). La décroissance de la fonction d'accès ne provient pas ainsi d'un positionnement très différent dans l'échelle indiciaire. Elle pourrait être principalement due à des différences sexuées dans le total des heures complémentaires effectuées, dans les primes (comme celles associées à l'enseignement en ZEP), ou dans l'accès aux positions les mieux rémunérées à l'intérieur de ces corps (comme celles d'enseignants dans les classes préparatoires).

Les infirmiers et cadres de santé

La fonction d'accès a ici une forme très particulière : plate, largement au-dessus de 1 jusqu'au

rang 0,7, puis décroissante pour terminer vers un niveau proche de 0,6²⁶ (cf. figure IX). Ceci suggère *a priori* que, dans cette profession à dominante féminine, les déroulements de carrière sont plutôt à l'avantage des femmes, au moins aux premiers échelons. En revanche, comme dans les cas précédents, l'accès aux positions les plus élevées (ici, les cadres de santé) est toujours plus difficile pour les femmes que pour les hommes. Ceci est confirmé par l'examen des indices, avec une médiane plus élevée pour les femmes que pour les hommes (resp. 568 et 519), mais un 95^e percentile inférieur (resp. 627 et 638).

Les adjoints administratifs de la FPT

Enfin, pour les adjoints administratifs de la FPT, la fonction d'accès est décroissante, avec un profil comparable à celui des enseignants du ministère de l'éducation nationale (cf. figure X). Ce résultat est intéressant car il montre qu'avec des distributions très différentes des salaires, on peut avoir des fonctions d'accès relativement proches, c'est-à-dire des écarts similaires dans les positionnements hiérarchiques des hommes et des femmes. Les conséquences monétaires sont bien sûr différentes, puisque les rangs correspondent ici à des rémunérations plus faibles mais, comme pour les enseignants, la probabilité d'obtenir l'un des meilleurs emplois est pour les femmes inférieure de moitié à celle des hommes. La distribution des indices dans cette sous-population est cohérente avec ce résultat, les indices moyen et médian des hommes étant supérieurs à ceux des femmes (respectivement 338 et 316, 328 et 318), ainsi que le 95^e percentile (resp. 427 et 413).

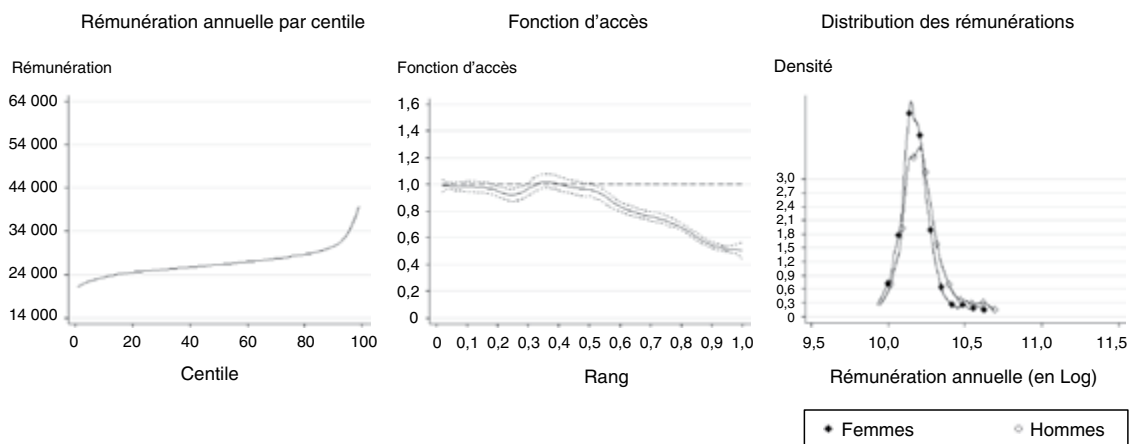
23. Il s'agit ici d'enseignants titulaires, ayant passé un concours (le professorat des écoles, le CAPES ou l'AGREG) et présents dans un établissement scolaire en 2010.

24. Rappelons que nous raisonnons sur l'ensemble de la rémunération, primes incluses (cf encadré 2).

25. Les deux corps sont mis ensemble dans la base de données au niveau le plus fin, ce qui ne permet pas une analyse séparée selon le type de concours. Néanmoins ils constituent un ensemble plutôt homogène, car ils sont accessibles selon les mêmes conditions de diplôme, il y a des passerelles entre les deux corps et le contenu des tâches peut être le même (un capésien et un agrégé peuvent enseigner aux mêmes niveaux scolaires).

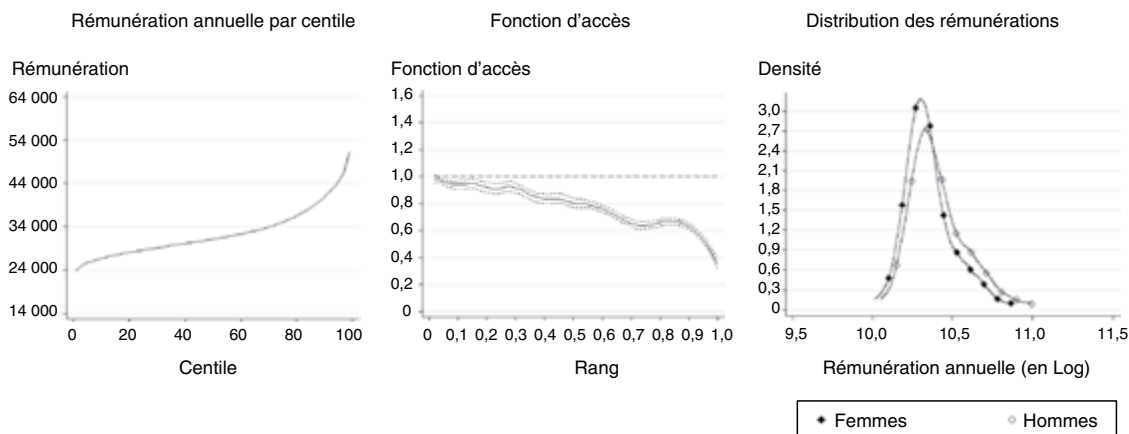
26. La forme très particulière aux derniers centiles est due au peu de variabilité des rémunérations et au nombre réduit d'hommes dans ces derniers échelons (même si en proportion ils sont plus nombreux que dans les rangs inférieurs). Sur une tranche d'âge plus large (40-50 ans) et sur la tranche d'âge immédiatement supérieure (45-50 ans), la forme générale reste la même mais le tracé est moins rectiligne (cf. annexe 3).

Figure VII
Professeurs des écoles , 40-45 ans



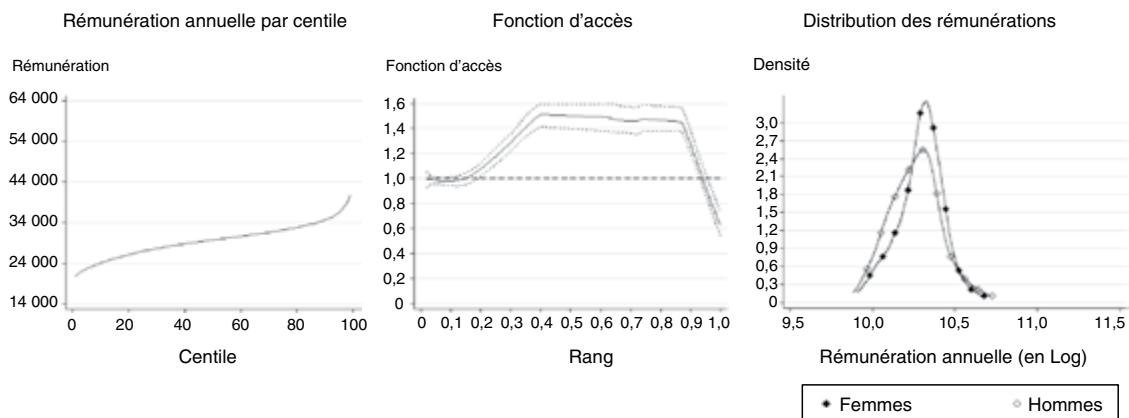
Champ : professeurs des écoles, de 40 à 45 ans compris.
Source : SIASP, 2010.

Figure VIII
Enseignants du secondaire (CAPES et AGREG) , 40-45 ans



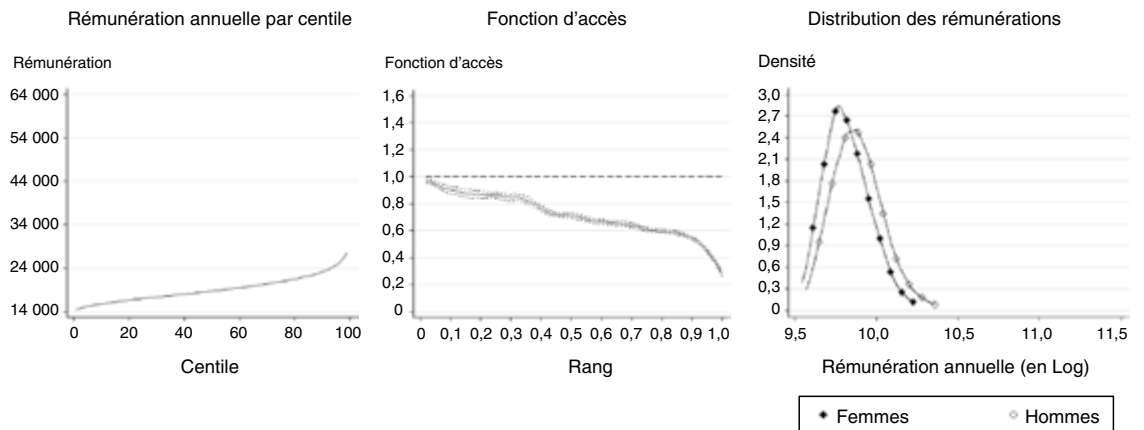
Champ : titulaires, enseignants du secondaire, de 40 à 45 ans compris.
Source : SIASP, 2010.

Figure IX
Infirmiers et cadres de santé, 40-45 ans



Champ : titulaires, Infirmiers et cadres de santé, de 40 à 45 ans compris.
Source : SIASP, 2010.

Figure X
Adjoints administratifs de la FPT, 40-45 ans



Champ : titulaires, adjoints administratifs de la fonction publique territoriale, de 40 à 45 ans compris.
 Source : SIASP, 2010.

* *
 *

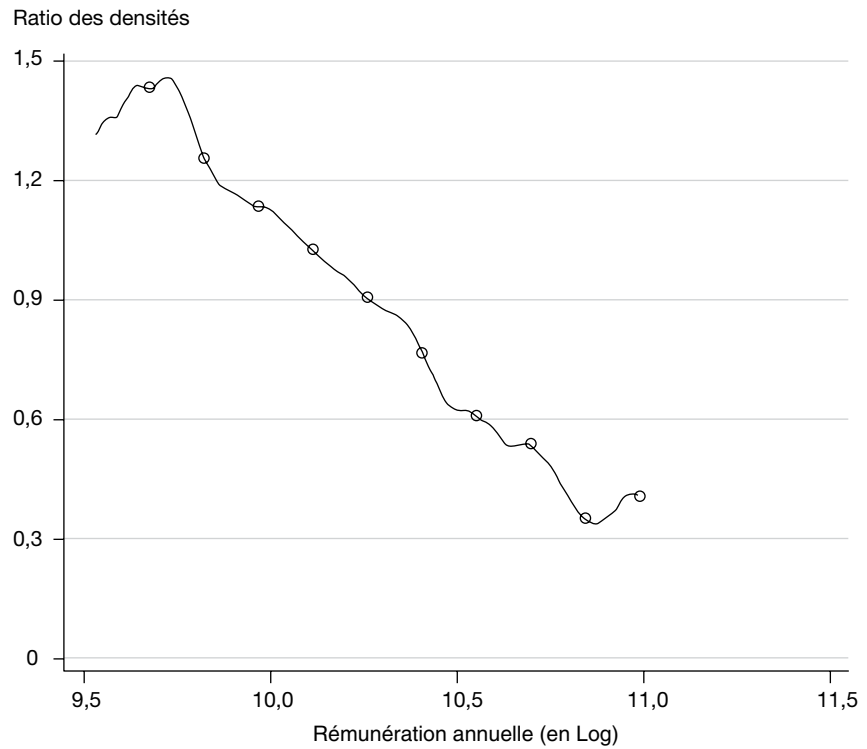
La comparaison de la situation relative des hommes et des femmes dans la fonction publique en 2010 à partir de ce que nous avons appelé la « fonction d'accès » fait apparaître de manière générale que les valeurs de la fonction d'accès diminuent avec le rang. Si cette configuration apparaît comme la situation la plus fréquente dans la fonction publique et suggère l'existence de plafonds de verre, l'examen de corps administratifs homogènes nuance cette conclusion et indique une diversité des situations. Ainsi, pour les magistrats âgés de 40 à 45 ans, il n'apparaît pas de différence dans les positions occupées par les hommes et les femmes. La gestion des carrières est fortement centralisée dans la magistrature, les agents y sont accumulés à des indices clés, dans l'attente d'une promotion, et connaissant mutuellement les personnes en concurrence. Il est donc vraisemblable qu'il y est plus facile de

veiller à l'égalité effective entre les femmes et les hommes dans les passages de grades. En revanche, dans des professions où la gestion des carrières ou des primes est plus diffuse, et où le nombre d'heures complémentaires est plus variable (professeurs des écoles, enseignants titulaires du secondaire, adjoints administratifs de la FPT), les femmes accèdent nettement moins aux positions les mieux rémunérées. Enfin, les infirmières et cadres de santé présentent une autre configuration où l'avantage serait du côté des femmes sauf aux rangs les plus élevés.

Au-delà de ces focus sur des populations spécifiques, il ressort finalement que, malgré l'uniformité apparente du statut et des règles administratives, il existe une grande hétérogénéité dans la fonction publique concernant l'accès des femmes aux positions les mieux rémunérées et que ces différences dépendent vraisemblablement, au moins en partie, de la transparence des procédures de nomination à un poste donné. □

BIBLIOGRAPHIE

- Albrecht J., Björklund A. et Vroman S. (2003)**, « Is There a Glass Ceiling in Sweden? ». *Journal of Labour Economics*, vol. 21, n° 1, pp. 145-177.
- Arulampalam W., Booth A. L. et Bryan M. L. (2007)**, « Is there a glass ceiling over Europe? Exploring the gender pay gap across the wage distribution », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 60, n° 2, pp. 163-186.
- Blinder A. S. (1973)**, « Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates », *The Journal of Human Resources*, vol. 8, n° 4, pp. 436-455.
- Bessière S. et Pouget J. (2007)**, « Les carrières dans la fonction publique d'État. Premiers éléments de caractérisation », dans *Les salaires en France*, édition 2007, Insee Références.
- Bosquet C., Combes P. P. et Garcia-Peñalosa C. (2014)**, « Gender and Promotions: Evidence from Academic Economists in France », *Working paper*, n° 29, Sciences Po.
- Buchinsky M. (1998)**, « Recent advances in quantile regression models: a practical guideline for empirical research », *Journal of Human Resources*, vol. 33, n° 1, pp. 88-126.
- Chaput H., Pinel C. et Wilner L. (2015)**, « Salaires dans le secteur privé et les entreprises publiques », *Insee Première*, n° 1565.
- Datta Gupta N. D., Oaxaca R. L. et Smith N. (2006)**, « Swimming upstream, floating downstream: Comparing women's relative wage progress in the United States and Denmark », *Industrial and Labor Relations Review*, n° 59, vol. 2, pp. 243-266.
- Daussin-Benichou J.-M., Koubi M., Leduc A. et Marc B. (2014)**, « Les carrières salariales dans le public et le privé : éléments de comparaison entre 1988 et 2008 », *Emploi et salaires*, Insee Références.
- Edel F. (2012)**, « Deux siècles de principe d'égalité admissibilité aux emplois publics », *Revue française d'administration publique*, n° 142, pp. 339-367.
- Gobillon L., Meurs D. et Roux S. (2015a)**, « Le difficile accès des femmes aux emplois les mieux rémunérés : mécanismes et mesure », *Regards Croisés sur l'Économie*, n° 15, pp. 137-153.
- Gobillon L., Meurs D. et Roux S. (2015b)**, « Estimating gender differences in access to jobs », *Journal of Labor Economics*, n° 33, vol. 2, pp. 317-363.
- Gonzalez-Demichel C. et Rocher L. (2011)**, « Les rémunérations dans les trois versants de la fonction publique en 2009 », dans *Rapport annuel 2010-2011*, Ministère de la fonction publique.
- Härdle W. (1990)**, *Applied Non-parametric regressions*, Economic Society Monographs, n° 19, Cambridge University Press.
- Jones C. (1993)**, « Simple boundary correction for kernel density estimation », *Statistics and Computing*, n° 3, pp. 135-146.
- Koenker R. et Bassett Jr G. (1978)**, Regression quantiles, *Econometrica: journal of the Econometric Society*, vol. 46, n°1, pp. 33-50.
- Lejeune M. et Sarda P. (1992)**, « Smooth estimators of distribution and density functions », *Computational Statistics and Data Analysis*, n° 14, pp. 357-471.
- Machado J. F. et Mata J. (2005)**, « Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression », *Journal of Applied Econometrics*, n° 20, pp. 445-465.
- Michel C. (2015)**, « Les salaires dans la fonction publique d'État », *Insee Première*, n°1564.
- Oaxaca R.L. (1973)**, « Male-female wage differentials in urban labor markets », *International Economic Review*, vol. 14, n° 3, pp. 693-709.
- Pauron A. (2003)**, « La mobilité des agents titulaires de l'État », *Économie et Statistique*, n° 369-370, pp. 93-111.
- Pekkarinen T. et Vartiainen J. (2006)**, « Gender differences in promotion on a job ladder: Evidence from Finnish metalworkers », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 59, n° 2, 285-301.
- Sabatier M. (2010)**, « Do female researchers face a glass ceiling in France? A hazard model of promotions », *Applied Economics*, vol. 42, n° 16, pp. 2053-2062.
- Silverman B. (1986)**, *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Chapman et Hall.
-

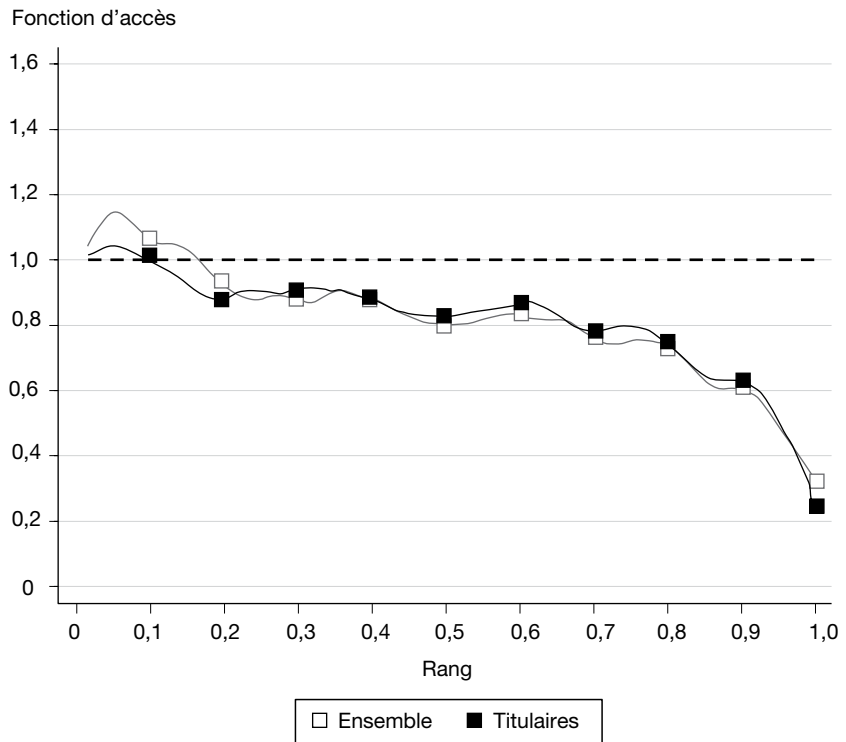
**DISTRIBUTION DES RÉMUNÉRATIONS DES FEMMES ET DES HOMMES,
ENSEMBLE DE LA FONCTION PUBLIQUE**

Champ : ensemble des salariés de la fonction publique présents aux 31 décembre 2010.
Source : SIASP, 2010.

ANNEXE 2

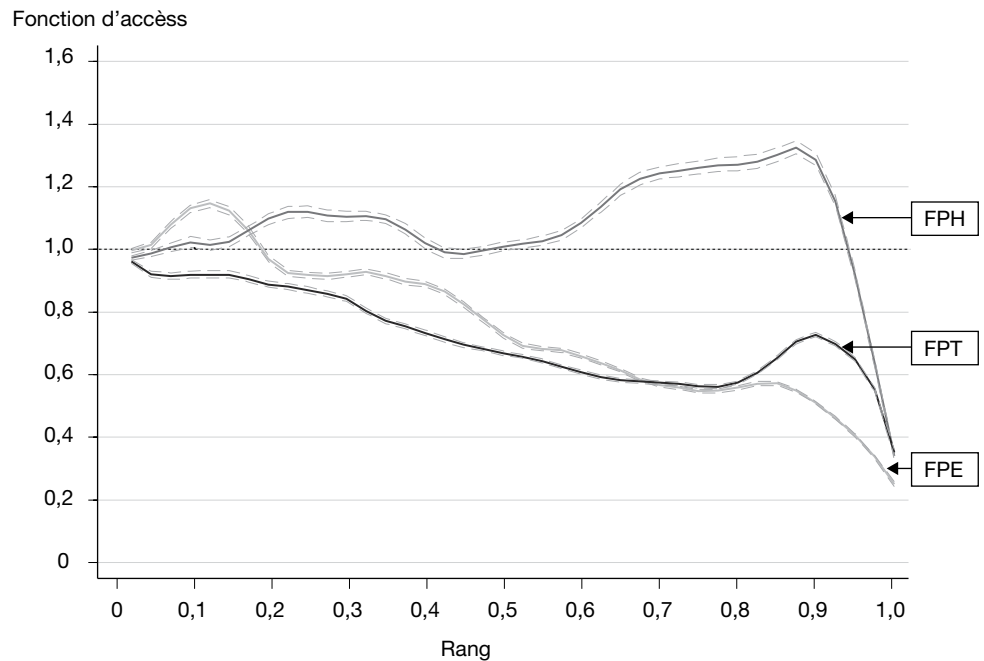
FONCTIONS D'ACCÈS POUR LES SALARIÉS À TEMPS COMPLET.

A-Ensemble de la fonction publique



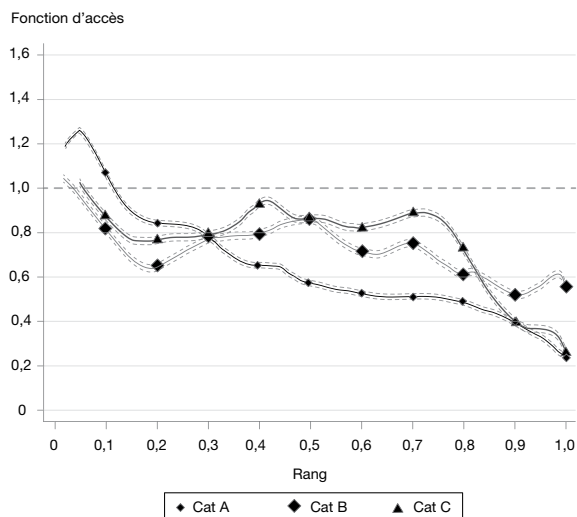
Source : SIASP, 2010.

B-Titulaires, par versant de la fonction publique (FPE, FPH, FPT)



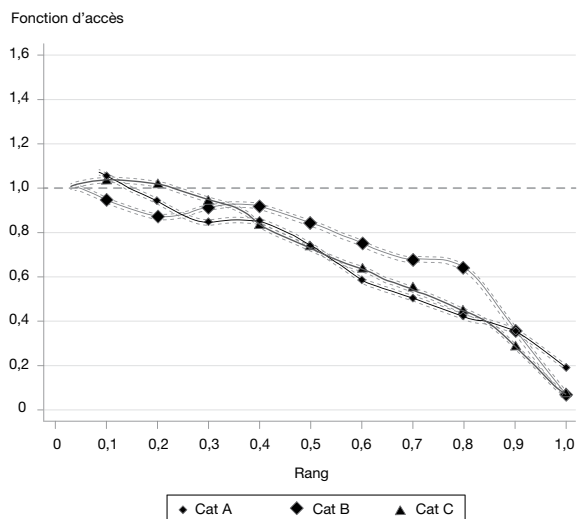
Source : SIASP, 2010.

C-Titulaires FPE, selon la catégorie A, B ou C



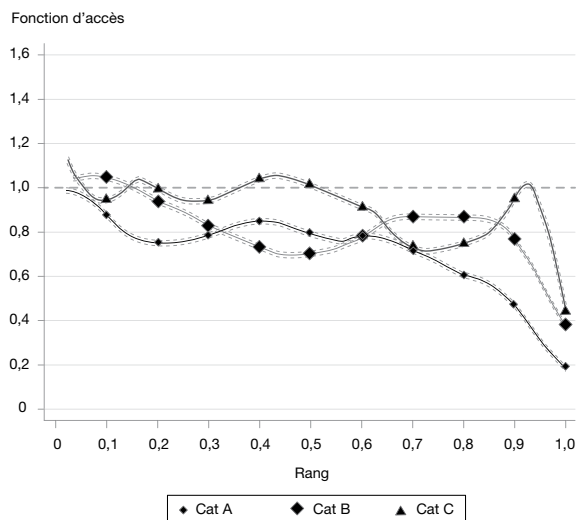
Source : SIASP, 2010.

D-Titulaires FPT, selon la catégorie A, B ou C



Source : SIASP, 2010.

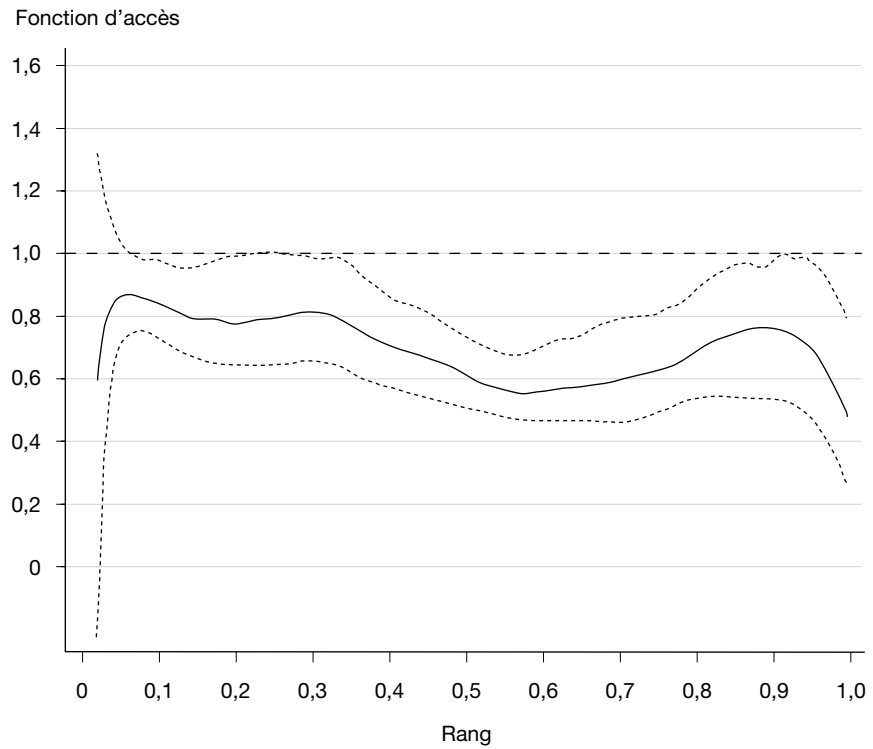
E-Titulaires FPH, selon la catégorie A, B ou C



Source : SIASP, 2010.

ANNEXE 3

FONCTION D'ACCÈS POUR LES MAGISTRATS DE 45 À 50 ANS



Champ : magistrats, de 45 à 50 ans compris.
Source : SIASP, 2010.

