



HAL
open science

Les salaires des enseignants en France : une analyse transversale et comparative dans le cadre national

Alain Mingat, Bruno Suchaut

► **To cite this version:**

Alain Mingat, Bruno Suchaut. Les salaires des enseignants en France : une analyse transversale et comparative dans le cadre national. 2007. halshs-00172974v1

HAL Id: halshs-00172974

<https://shs.hal.science/halshs-00172974v1>

Submitted on 18 Sep 2007 (v1), last revised 19 Sep 2007 (v2)

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Les Documents de Travail de l'IREDU
Working Papers

Institut de Recherche sur l'Education
Sociologie et Economie de l'Education
Institute for Research in the Sociology and Economics of Education

Les salaires des enseignants en France
Une analyse transversale et comparative dans le cadre national

Alain Mingat et Bruno Suchaut

Septembre 2007
DT 2007/8

Les Documents de travail de l'Irédud n'engagent que leurs auteurs. L'objet de leur diffusion est de stimuler le débat et d'appeler commentaires et critiques. Ils peuvent ensuite donner lieu à des publications dans des revues scientifiques. *Working Papers do not reflect the position of IREDU but only their author's views.*

Les salaires des enseignants en France

Une analyse transversale et comparative dans le cadre national

Alain Mingat et Bruno Suchaut
Irédu-CNRS et Université de Bourgogne
Septembre 2007

La question du niveau et de la structure de la rémunération des enseignants constitue un thème important pour la politique éducative de tous les pays pour plusieurs raisons complémentaires. La première raison est sans doute que l'éducation est une industrie de main-d'œuvre et que la masse salariale de ses agents occupe une part très majoritaire dans le budget du secteur¹. Comme il y a par ailleurs toujours des arbitrages avec des usages alternatifs des crédits publics au sein du système² (pour réduire la taille des classes de façon globale ou ciblée pour certaines populations, pour acquérir des moyens d'enseignement plus performants, pour développer des activités nouvelles...), même de faibles variations sur les niveaux de rémunération individuels peuvent avoir des conséquences notables sur les aspects non directement salariaux de l'organisation scolaire. La seconde raison concerne les questions de recrutement avec la nécessité que les conditions offertes soient suffisamment compétitives pour attirer, à la fois en quantité et en qualité, les nouveaux enseignants dont le système a besoin. Cette question prend une importance particulière dans la période actuelle où les très nombreux enseignants recrutés dans les années 60 et 70 prennent ou vont prochainement, prendre leur retraite.

Une troisième raison est qu'il importe, pour assurer la qualité des services offerts, que les enseignants soient satisfaits de leurs conditions et qu'ils puissent ainsi être motivés pour y consacrer effectivement toute l'énergie qu'elle requiert. De façon complémentaire, les enseignants constituent une force sociale significative dans le pays, et il est sans doute nécessaire de trouver un équilibre satisfaisant entre, d'une part leur intérêt en tant que groupe et, d'autre part celui du système et des élèves. La quatrième raison pour laquelle il importe que des études régulières soient conduites sur cette question est que l'on se situe dans un cadre public avec des salaires administrés sans référence directe avec les conditions de la concurrence (même sans doute imparfaite) prévalant dans le secteur privé.

Cette étude vise à apporter une contribution à la réflexion sur cette question dans la période actuelle³, sachant qu'il importe de donner au travail une dimension empirique aussi transparente et rigoureuse que possible sur un sujet forcément chargé d'opinions subjectives

¹ Depuis les lois de décentralisation, 95% du budget de l'enseignement scolaire est constitué de dépenses de personnels.

² Evidemment, au-delà aussi dans l'ensemble des ressources publiques, pour tous les secteurs de l'action collective.

³ La mise en place récente d'un comité sur la revalorisation du métier d'enseignant est d'ailleurs une illustration de l'actualité de cette question.

et d'intérêts particuliers. Deux grands angles peuvent notamment être pris pour aborder la problématique. Il est tout d'abord possible de privilégier la dimension temporelle et d'examiner comment a évolué la rémunération de ce corps au cours du temps (Zuber, 2004 ; Bouzidi, Jaaidane, Gary-Bobo, 2007). Ceci peut être conduit dans une périodicité longue (par exemple depuis le milieu du 19^{ème} siècle), moyenne (depuis les années 50) ou courte (au cours des 5 ou 10 dernières années). On s'attache alors, soit dans l'absolu à un suivi soit du pouvoir d'achat dans le temps, soit à l'évolution de la situation comparée de la rémunération des enseignants par rapport à celle de professions particulières identifiées (par exemple, un enseignant du secondaire par rapport à un capitaine de l'armée ou à un inspecteur de police), soit enfin au niveau de rémunération global des salariés.

Une seconde approche est de nature transversale. On cherche alors à comparer le niveau de rémunération des enseignants à un moment donné du temps avec celui d'autres personnes dans le but de mettre à jour d'éventuelles différenciations. Cette comparaison peut alors être internationale et dans ce cas on comparera (avec des difficultés méthodologiques évidentes qu'il convient de prendre en compte et de surmonter) le niveau de rémunération des enseignants dans un pays, avec celui observé, au cours de la même période, dans d'autres pays raisonnablement comparables. Mais cette comparaison peut aussi se limiter à une perspective nationale en comparant le niveau de rémunération des enseignants avec celui d'autres salariés possédant un capital humain individuel comparable.

Ces différentes approches peuvent bien sûr être suivies de façon complémentaire et il est évidemment souhaitable, dans l'absolu, qu'il en soit ainsi pour apporter les éclairages les plus complets sur la question. Nous nous concentrerons pour notre part dans ce texte sur la dernière approche décrite auparavant en adoptant une perspective transversale et comparative limitée au cadre national.

I. Méthode et des données d'enquête

Sur le plan de l'approche générale, nous empruntons le cadre classique du capital humain et pour la dimension essentiellement empirique du travail, nous mobilisons la spécification également très classique des fonctions de gains de Mincer (Mincer, 1958). Il convient toutefois de noter que notre perspective n'est pas celle de mesurer la rentabilité de l'éducation en France, mais de situer la question de la rémunération relative des enseignants au sein de l'emploi salarié. A ce titre, deux aspects méritent d'être soulignés. On opère tout d'abord une sélection parmi les individus adultes pour ne retenir que ceux qui sont effectivement occupés dans un emploi salarié. On élimine par conséquent de la comparaison ceux (celles) qui sont inactifs (ves), ceux qui, bien qu'actifs (ves) n'ont pas d'emploi, et ceux (celles) qui bien qu'ayant un emploi ne sont pas salariés (ées). Ce faisant, on cible bien ce qui nous intéresse dans notre étude, mais sans prétendre mesurer de cette façon la rentabilité de l'éducation en France. Il faut également souligner qu'au sein de l'ensemble des salariés, la spécification de la fonction de gains est essentiellement instrumentale et que les variables cibles de l'analyse ne sont pas les variables de capital humain en tant que telles, mais les variables qui caractérisent la situation particulière des enseignants. La fonction de gain pour l'ensemble des

salariés au niveau national sert donc en quelque sorte de « fond de carte » pertinent pour évaluer prioritairement la situation des enseignants au moment de l'analyse.

Le cadre de Mincer est bien adapté à notre objectif en ce qu'il cherche à rendre compte de la variabilité du niveau de revenu individuel (ici limité au revenu salarial avec la variable nommée « RS »⁴) en fonction i) de l'éducation reçue (le nombre des années d'études : variable nommée « DURET », dans la version initiale la plus stricte ; le diplôme obtenu, par extension sous forme d'une batterie de variables catégorielles : variable « DIP_j ») et ii) de l'expérience professionnelle, accumulée au moment où le revenu salarial est observé⁵ (variable « EXP »). L'équation de base est du type suivant :

$$\ln(RS) = a_0 + a_1 \cdot DURET + a_2 \cdot EXP + a_3 \cdot EXP^2$$

Ou bien en utilisant le diplôme en variables catégorielles (plus ou moins détaillées) plutôt que la durée des études :

$$\ln(RS) = a_0 + a_{1j} \cdot DIP_j + a_2 \cdot EXP + a_3 \cdot EXP^2$$

En prenant cette spécification générale comme base de référence, on peut introduire des variables additionnelles telles que le genre, le milieu géographique, la nationalité, le type d'emploi (temps plein ou partiel), ou bien telles que le secteur d'exercice de l'emploi (public ou privé) et la nature de l'emploi exercé. Pour cette dernière variable nous ciblons le fait que l'individu exerce un emploi d'enseignant dans le public (en distinguant le cas échéant les niveaux d'enseignement : primaire, secondaire ou supérieur) ou bien un autre type d'emploi.

La prise en compte de ces variables additionnelles dans l'analyse peut se faire en construisant des variables catégorielles de façon appropriée. Mais en procédant ainsi, il faut garder à l'esprit que cette spécification contraint l'impact d'une de ces variables catégorielles à être le même, ceci pour toutes les combinaisons que l'on peut construire sur la base des autres variables. Par exemple si on introduit dans un même modèle une variable de genre (variable catégorielle 0 pour les hommes et 1 pour les femmes) et une variable qui identifie si l'individu est enseignant ou non (variable également dichotomique), la mesure de l'impact de la variable «enseignant» sera commune aux deux sexes. En termes pratiques, cela impliquerait que l'on mesure un effet moyen pour les hommes et pour les femmes ; alors que dans la réalité, il est possible que l'effet pour les deux sexes soit en fait très différent. Dans la mesure où il existe de notables disparités de rémunération des hommes et des femmes, sur le marché du travail en France, nous avons retenu, d'une part de conduire les estimations économétriques sur l'ensemble de la population et, d'autre part, de façon distincte pour les hommes et les femmes.

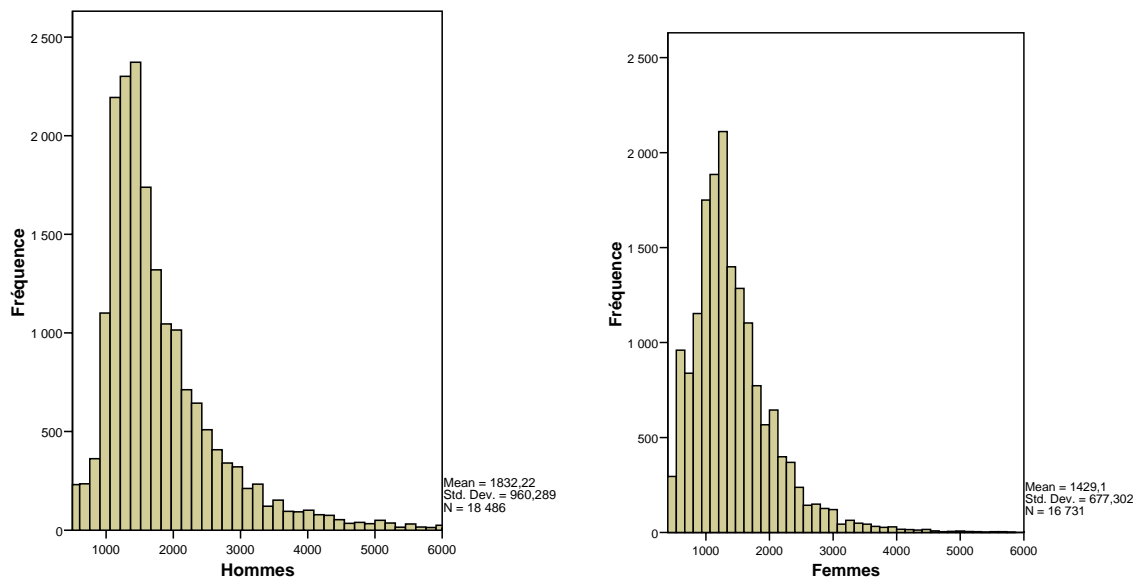
⁴ Compte tenu de la forme générale log normale de la distribution des revenus, c'est le logarithme du revenu plutôt que le revenu lui-même qui est pris en considération.

⁵ Et de son carré pour tenir compte du fait que l'expérience est considérée comme un investissement en capital humain et que les individus ont normalement d'autant moins d'incitations à faire des efforts pour en accumuler qu'ils se rapprochent de l'âge de la retraite.

Disposant d'un cadre théorique et méthodologique pour conduire les analyses, il faut bien évidemment disposer de données appropriées pour les mettre en œuvre. Nous avons opté pour l'utilisation de l'enquête Emploi que l'INSEE a effectué au cours de l'année 2005⁶. Cette enquête récente donne en effet, pour un nombre large de salariés (un peu plus de 35 000 pour la population comprise entre 20 et 60 ans qui nous a servi de référence), à la fois les caractéristiques détaillées de l'éducation qu'ils ont reçue, de l'emploi qu'ils occupent et de leurs revenus salariaux totaux (y compris les primes et avantages accessoires) ainsi que les caractéristiques sociodémographiques personnelles des individus.

II. Le contexte général de différenciation des salaires dans l'économie française en 2005

Dans la population étudiée (35 217 personnes dont l'âge est compris entre 20 ans et 60 ans), le salaire moyen mensuel est de 1 640 euros mais respectivement de 1 429 Euros pour les femmes et de 1 832 euros pour les hommes (soit un écart brut de 22 % au bénéfice des hommes), ce salaire moyen étant assorti d'une plage de variation assez large. L'écart-type de la distribution est estimé à 862 euros et le salaire médian à 143 euros. Le graphique 1 indique comment se distribue le revenu salarial pour les hommes et les femmes de l'échantillon, la forme générale de la distribution étant proche d'une loi log-normale. Sur l'ensemble de la population, 29,7 % des individus ont un revenu salarial mensuel inférieur à 1 200 euros ; 41,2% ont un revenu compris entre 1 200 et 1 800 euros alors que 22,6 % ont un revenu mensuel salarial compris entre 1 800 et 3 000 euros ; seuls 6,5 % des salariés de la population ont un revenu mensuel supérieur à cette borne.

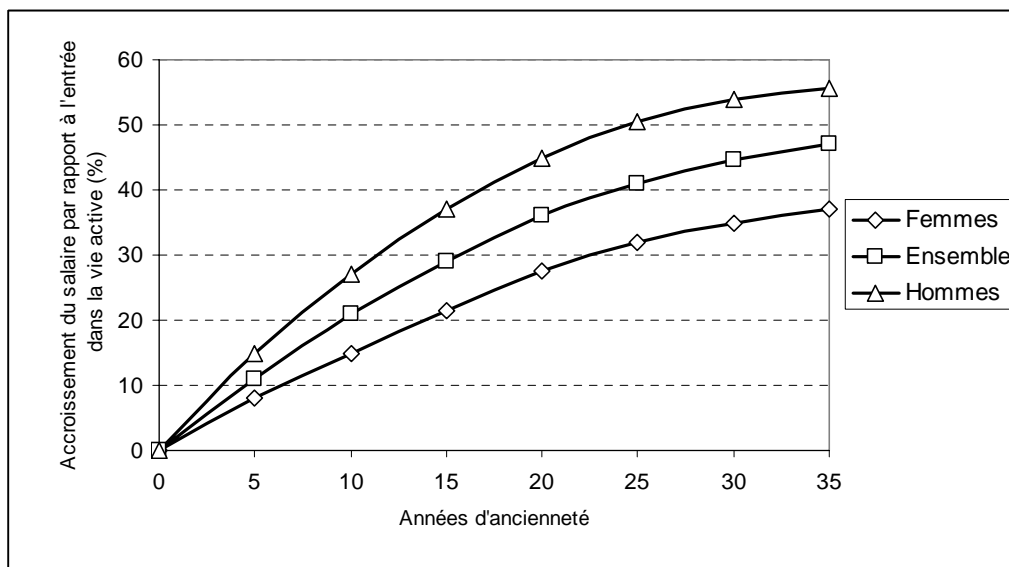


Graphique 1 : Distribution du salaire chez les salariés hommes et femmes (20-60 ans)

⁶ L'enquête Emploi permet de mesurer le chômage, l'emploi et le sous-emploi. Elle fournit aussi d'autres informations sur les professions, sur l'activité des femmes ou des jeunes, sur la durée du travail, sur les emplois précaires, sur l'exercice de plusieurs professions.

L'estimation des fonctions de gains, dont il a été fait mention auparavant, vise à rendre compte de la variance du logarithme du revenu individuel. La présentation retenue est séquentielle en partant du modèle le plus simple, puis en introduisant progressivement des variables pour compléter l'analyse (tableau 1). Chaque spécification est testée sur l'ensemble de la population et de façon séparée pour les hommes et pour les femmes. Le modèle M1 correspond à la spécification de base de Mincer. Avec une part de variance expliquée de 31 %, la performance du modèle est proche de celle obtenue dans des travaux de ce genre (Selz, Thélot, 2004). La modélisation prend en compte l'éducation initiale des individus, sous la forme de la durée théorique des études (sans redoublement de classe ni réorientations) ; le coefficient de cette variable (0,065) indique qu'en moyenne, une année d'études additionnelle (toute autre caractéristique restant inchangée) implique une augmentation de salaire de 6,5 % ; le chiffre est proche pour les hommes et pour les femmes, respectivement 6,3 et 6,7 %.

Les salaires sont aussi croissants avec la durée de l'expérience professionnelle⁷, une année d'expérience impliquant pour l'ensemble de la population (et en moyenne) une augmentation de salaire d'environ 1,8 %. Mais, comme le suggère l'approche théorique du capital humain, cette augmentation est plus forte au cours des dix premières d'exercice de l'emploi (2 % par an) qu'après 20 ans d'ancienneté dans l'emploi (moins de 1 % par an). Une observation complémentaire est que le marché du travail rémunère significativement moins l'expérience professionnelle des femmes que des hommes ; le graphique 2 illustre cette structure.



Graphique 2 : Accroissement du salaire en cours de vie active (hommes et femmes)

⁷ Comme le remarquent Selz et Thélot (2004), il faudrait mieux parler ici d'expérience plutôt que d'expérience professionnelle au sens strict du terme. L'étude porte en effet sur des personnes salariées au moment de l'enquête, mais on ne prend pas en compte leur carrière passée. Les périodes d'interruption (chômage, service national, congé parental etc...) apportent bien de l'expérience utile pour un emploi ultérieur, mais ne sont pas à proprement parler une expérience « professionnelle ».

Il est probable que ceci s'explique au moins pour partie, i) d'une part par le fait que la croissance des revenus en cours d'emploi tiennent à des promotions vers des positions hiérarchiques mieux rémunérées et ii) que les femmes sont en moyenne moins susceptibles d'obtenir ces positions hiérarchiques plus favorables du point de vue du salaire. Enfin, le modèle M1 pour l'ensemble de la population indique de façon très claire que pour des études initiales de durée comparable et une même expérience professionnelle⁸, le salaire des femmes est significativement inférieur à celui des hommes; l'écart est tout à fait substantiel puisqu'avec un coefficient de -0,273, l'écart net de salaire correspondant⁹ étant estimé à 31% (les femmes gagnant en moyenne 31 % de moins que les hommes).

Le modèle M2 remplace la durée des études par une batterie de variables muettes caractérisant le plus haut diplôme obtenu¹⁰. Il introduit donc une dimension de qualité dans les études suivies en fonction des niveaux de salaires qu'elles impliquent. Cette spécification autorise ainsi que des individus ayant poursuivi des études de durée comparable, mais conduisant à des diplômes différents, n'aient pas le même niveau de rémunération.

Une première observation est que la performance explicative de la spécification est meilleure que celle prenant en compte la durée des études comme mesure du capital humain initial. Le R² du modèle pour la population totale passe en effet de 31,1 à 37,6 % de variance expliquée. Cela indique l'existence d'une dimension qualitative significative dans la différenciation des différents segments du système éducatif français. On observe ainsi que le baccalauréat technique a une moindre valeur que le baccalauréat général sur le marché du travail. De même, si le BTS et le DEUG ont une valeur très proche sur le marché du travail, le DUT se distingue positivement par un niveau de salaire en moyenne d'environ 10 % plus élevé par rapport à celui de ces deux formations. Dans la même logique, on observe que les formations

⁸ Il est toutefois important de noter que la mesure de l'expérience professionnelle est d'une certaine façon «conceptuelle» car elle est mesurée de façon conventionnelle par la différence entre l'âge au moment de l'enquête et l'âge de sortie des études initiales. On ne contrôle donc pas ici la possibilité d'interruption temporaire d'activité en cours de vie, dont la durée moyenne est plus grande chez les femmes que chez les hommes (De Curraize, Hugounenq, 2004). Un ajustement de ce type n'est pas possible avec les données de cette enquête ; il ne s'agit donc que d'une conjecture (dont il est vraisemblable qu'elle ne propose qu'une explication partielle de la différence constatée).

⁹ Dans un modèle semi-logarithmique, le coefficient d'une variable muette donne directement l'écart en pourcentage si la valeur du coefficient est petite. Si le coefficient c est plus important, l'estimation de l'écart est donnée par la formule $[e^c - 1]$.

¹⁰ Cette opération nécessite toutefois des choix concrets car il existe potentiellement un nombre considérable de ces diplômes. Une première limitation est inhérente à la disponibilité de l'information sur ce point dans l'enquête (par exemple, on ne sait pas si un individu diplômé d'une école de commerce l'est de celle de Paris ou bien de celle de Troyes alors qu'il est possible que cela induise en moyenne une différence salariale en cours de vie active). Mais même avec l'information disponible, des choix continuent de devoir être faits pour éviter une quantité trop grande de catégories (par exemple, faut-il distinguer les titulaires du baccalauréat général selon qu'il s'agit d'une série scientifique ou bien littéraire, ou bien faut-il distinguer les titulaires du DUT selon que leur spécialité est la chimie ou bien la documentation, ..). Nous avons opté pour des catégories plutôt génériques et donc assez regroupées. Nous avons même procédé à des regroupements complémentaires lorsque les résultats empiriques montraient qu'il n'existaient pas de différences salariales avérées entre des catégories proches; cela a été par exemple le cas pour le regroupement des CAP et des BEP, comme des écoles de commerce et d'ingénieurs (même s'il peut éventuellement exister des différences selon des catégorisations plus fines au sein des groupes utilisés dans la modélisation).

dans les écoles (de commerce ou d'ingénieurs qui ne se distinguent guère en moyenne sur ce plan), dont la durée d'études est proche de celle du DEA ou du DESS, commandent une rémunération de près de 20 % plus élevée¹¹. Compte tenu de la meilleure qualité économétrique de cette spécification, c'est donc celle-ci que nous utiliserons dans la suite de ce travail en prenant donc en compte le capital humain initial sous forme d'une batterie de variables catégorielles pour les diplômés.

Tableau 1 : Modélisation multivariée du logarithme du salaire mensuel, hommes/femmes *

| N° de Modèle | M1 | | | M2 | | | M3 | | | M4 | | | M5 | | | M6 | | |
|-------------------------------|---------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|---------------------|--------------|--------------|--------------|---------------------|---------------------|--------------|---------------------|--------------|--------------|--------------|
| | H + F | H | F | H + F | H | F | H + F | H | F | H + F | H | F | H + F | H | F | H + F | H | F |
| GENRE | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Constante | 6,37 | 6,31 | 6,15 | 6,77 | 6,70 | 6,56 | 6,79 | 6,72 | 6,58 | 6,77 | 6,70 | 6,56 | 6,37 | 6,18 | 6,27 | 6,40 | 6,19 | 6,32 |
| DURET | 0,065 | 0,063 | 0,067 | | | | | | | | | | | | | | | |
| DIPLOME / SANS-CEP | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| BEPC | | | | 0,192 | 0,224 | 0,170 | 0,183 | 0,218 | 0,157 | 0,183 | 0,217 | 0,157 | 0,180 | 0,222 | 0,144 | 0,178 | 0,222 | 0,142 |
| CAPBEP | | | | 0,150 | 0,142 | 0,161 | 0,140 | 0,135 | 0,149 | 0,144 | 0,137 | 0,153 | 0,137 | 0,132 | 0,142 | 0,136 | 0,132 | 0,139 |
| BT/BACPRO | | | | 0,279 | 0,292 | 0,270 | 0,269 | 0,283 | 0,260 | 0,271 | 0,285 | 0,260 | 0,264 | 0,277 | 0,250 | 0,263 | 0,277 | 0,249 |
| BAC TECHNIQUE | | | | 0,316 | 0,338 | 0,304 | 0,306 | 0,329 | 0,292 | 0,304 | 0,327 | 0,292 | 0,304 | 0,326 | 0,284 | 0,301 | 0,326 | 0,277 |
| BAC GENERAL | | | | 0,382 | 0,364 | 0,401 | 0,377 | 0,361 | 0,391 | 0,368 | 0,353 | 0,381 | 0,359 | 0,358 | 0,358 | 0,355 | 0,358 | 0,350 |
| BTS | | | | 0,475 | 0,476 | 0,477 | 0,465 | 0,467 | 0,465 | 0,455 | 0,458 | 0,452 | 0,438 | 0,452 | 0,420 | 0,436 | 0,452 | 0,415 |
| DUT | | | | 0,576 | 0,587 | 0,560 | 0,565 | 0,578 | 0,547 | 0,561 | 0,573 | 0,547 | 0,543 | 0,562 | 0,513 | 0,541 | 0,562 | 0,507 |
| DEUG | | | | 0,473 | 0,434 | 0,499 | 0,465 | 0,426 | 0,489 | 0,459 | 0,421 | 0,483 | 0,435 | 0,437 | 0,435 | 0,427 | 0,436 | 0,416 |
| PARAMEDICAL | | | | 0,592 | 0,439 | 0,618 | 0,583 | 0,432 | 0,605 | 0,583 | 0,431 | 0,605 | 0,585 | 0,432 | 0,596 | 0,575 | 0,431 | 0,575 |
| LICENCE | | | | 0,596 | 0,571 | 0,609 | 0,588 | 0,565 | 0,599 | 0,572 | 0,550 | 0,581 | 0,552 | 0,558 | 0,541 | 0,542 | 0,558 | 0,520 |
| MAITRISE | | | | 0,659 | 0,628 | 0,677 | 0,651 | 0,622 | 0,666 | 0,630 | 0,604 | 0,643 | 0,608 | 0,617 | 0,597 | 0,599 | 0,617 | 0,578 |
| DEA/DESS | | | | 0,792 | 0,784 | 0,799 | 0,786 | 0,778 | 0,790 | 0,757 | 0,755 | 0,754 | 0,747 | 0,759 | 0,730 | 0,742 | 0,759 | 0,720 |
| ECOLES ING/COMM | | | | 0,978 | 0,977 | 1,000 | 0,970 | 0,969 | 0,989 | 0,932 | 0,940 | 0,937 | 0,913 | 0,933 | 0,876 | 0,912 | 0,933 | 0,872 |
| DOCTORAT | | | | 0,904 | 0,854 | 1,010 | 0,900 | 0,852 | 1,007 | 0,878 | 0,839 | 0,965 | 0,855 | 0,848 | 0,893 | 0,842 | 0,847 | 0,868 |
| MEDECINE | | | | 1,028 | 1,099 | 0,968 | 1,026 | 1,103 | 0,963 | 1,016 | 1,094 | 0,953 | 1,041 | 1,111 | 0,978 | 1,031 | 1,111 | 0,961 |
| EXPERIENCE PROF. | 0,024 | 0,031 | 0,017 | 0,028 | 0,034 | 0,021 | 0,027 | 0,034 | 0,020 | 0,027 | 0,034 | 0,020 | 0,029 | 0,033 | 0,024 | 0,028 | 0,033 | 0,023 |
| EXPERIENCE PROF. ² | -31 ^E -5 | -43E-5 | -18E-5 | -37E-5 | -49E-5 | -24E-5 | -36E-5 | -48 ^E -5 | -24E-5 | -36E-5 | -49E-5 | -24 ^E -5 | -40 ^E -5 | -45E-5 | -33 ^E -5 | -39E-5 | -45E-5 | -31E-5 |
| GENRE / HOMME | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| FEMME | -0,273 | | | -0,280 | | | -0,282 | | | -0,284 | | | -0,189 | | | -0,190 | | |
| NATIONALITE / FRANÇAIS | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| FRANÇAIS NE ETRANGER | | | | | | | -0,072 | -0,095 | -0,047 | -0,098 | -0,116 | -0,080 | -0,094 | -0,111 | -0,076 | -0,090 | -0,111 | -0,067 |
| ETRANGER PAYS PAUVRE | | | | | | | -0,163 | -0,154 | -0,179 | -0,203 | -0,185 | -0,231 | -0,191 | -0,189 | -0,193 | -0,174 | -0,188 | -0,157 |
| ETRANGER PAYS RICHE | | | | | | | -0,063 | -0,019 | -0,133 | -0,103 | -0,050 | -0,185 | -0,082 | -0,043 | -0,143 | -0,077 | -0,043 | -0,128 |
| LOCALISATION GEO. | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| PARIS / RESTE | | | | | | | | | | 0,146 | 0,118 | 0,176 | 0,125 | 0,117 | 0,137 | 0,125 | 0,117 | 0,137 |
| TEMPS PLEIN / PARTIEL | | | | | | | | | | | | | 0,411 | 0,547 | 0,379 | 0,410 | 0,547 | 0,377 |
| SECTEUR PRIVE / PUBLIC | | | | | | | | | | | | | | | | -0,037 | -0,002 | -0,075 |
| R² | 0,311 | 0,286 | 0,232 | 0,376 | 0,366 | 0,291 | 0,378 | 0,370 | 0,295 | 0,392 | 0,379 | 0,317 | 0,487 | 0,437 | 0,469 | 0,489 | 0,437 | 0,476 |

Tous les coefficients de ce tableau sont statistiquement significatifs au seuil de 1 %, à l'exception de celui dont la case est grisée qui n'est pas significativement différent de zéro

Les modèles M3 et M4 introduisent respectivement la distinction selon la nationalité et la localisation géographique. Globalement, l'introduction de ces variables ne permet pas d'augmenter de façon très sensible la part de variance expliquée, mais ceci tient au fait que les catégories introduites ne concernent que des fractions de la population. Cela dit, les catégories considérées conduisent à des écarts de rémunérations substantiels et statistiquement très

¹¹ Il est bien sûr possible que ces différences tiennent pour partie à la sélection à l'entrée des écoles ainsi qu'à l'action des associations d'anciens élèves, donc à des effets de pouvoir séparateur des signaux liés à ces formations.

significatifs. Concernant en premier lieu les variables associées à la nationalité, les données de l'enquête permettent de distinguer plusieurs catégories croisant la nationalité de l'individu et celle de ses parents. Quatre groupes ont ainsi été construits : i) le premier, numériquement le plus important, est celui des individus français dont les parents sont nés en France ou dans un pays de l'Union européenne ; ii) le second est constitué d'individus français mais dont les parents sont nés dans un pays en développement (principalement d'Afrique du Nord et d'Afrique subsaharienne) ; iii) le troisième groupe est constitué d'individus n'ayant pas la nationalité française et dont les parents sont originaires d'un pays en développement ; enfin iv) la dernière catégorie regroupe les individus de nationalité étrangère originaire d'un pays de l'OCDE.

La modélisation permet de montrer l'existence de disparités salariales significatives en moyenne entre ces groupes¹² pour des individus ayant un même niveau d'éducation ; cette précision est importante car il est possible que la distribution des diplômes ne soit pas la même dans les quatre groupes de population considérés ; en d'autres termes, il s'agit bien de discrimination salariale. Le groupe le plus favorisé est le premier groupe des français «de souche»; viennent ensuite les groupes 2 et 4, respectivement les français originaires d'un pays en développement et les étrangers d'un pays de l' OCDE ; l'écart salarial avec le premier groupe, significatif mais pas considérable, est de l'ordre de 6 à 7 %. Avec un niveau de salaire sensiblement plus bas pour des individus possédant «conceptuellement» le même niveau de diplôme (moins 16 %), les nationaux d'un pays en développement sont ceux qui sont, en moyenne (dans la catégorisation retenue ici), les plus discriminés en termes de niveau de salaire obtenu lorsqu'ils occupent un emploi.

Concernant maintenant la localisation géographique sur le territoire national, cinq zones ont été considérées, i) le rural, ii) l'urbain de moins de 20 000 habitants, iii) l'urbain compris entre 20 et 200 000 habitants, iv) l'urbain de plus de 200 000 habitants hors agglomération parisienne et v) l'agglomération de Paris. La modélisation a d'abord été conduite en utilisant cette première catégorisation mais il s'est avéré qu'il n'y avait pas réellement de différenciations entre les quatre premiers groupes alors que le cinquième (agglomération parisienne) se distinguait significativement des autres. Ceci a conduit à réduire la prise en compte de la localisation géographique à l'opposition entre l'agglomération parisienne et le reste de la France. Les résultats pointent des écarts nets de salaires pour des individus de même niveau de diplôme, de genre identique, de même expérience professionnelle et de même catégorie pour ce qui est de la nationalité, entre Paris et la province de 14 %. On notera par ailleurs que la prise en compte de la localisation géographique conduit à creuser l'écart entre les groupes de la variable de nationalité. Ceci tient au fait que la fréquence des groupes 2 à 4 est plus forte dans l'agglomération parisienne qu'en province. Les groupes 2 et 4 sont maintenant en retrait de 10 % par rapport au groupe 1 et la mesure de l'écart du groupe 3, le plus discriminé, augmente de 16 % dans le modèle M3 pour atteindre le chiffre de 20 % dans la spécification M4 intégrant la location géographique.

¹² Notons que l'analyse présentée ici est ciblée sur les différenciations de salaires entre individus. Il est probable que des différenciations entre groupes, éventuellement plus grandes, existent quant à l'accès à l'emploi salarié. Elles pourraient évidemment être étudiées, et ceci constituerait un complément intéressant à ce travail limité ici à l'emploi salarié compte tenu du ciblage thématique de ce texte.

La spécification M5 introduit la distinction entre travail à temps plein et travail à temps partiel. Sans surprise, cette variable apporte une amélioration très sensible du pouvoir explicatif du modèle, qui passe, pour la population salariée globale, de 39,2 % dans le modèle M4 à 48,7 % dans le modèle M5 (un gain de 9,5 points). Cette évolution tient au fait que (pour les individus plus éduqués comme pour ceux qui le sont moins, pour les hommes comme pour les femmes) le travail à temps partiel implique un salaire mensuel inférieur à celui d'un temps plein¹³. Un point intéressant à noter est que si le différentiel de salaire entre temps plein et temps partiel est plus ou moins comparable (de l'ordre de 40 %) pour les hommes et les femmes, le gain de R² apporté par cette variable est sensiblement plus élevé pour les femmes que pour les hommes (respectivement 5,8 points pour les hommes et 15,2 points pour les femmes), manifestant ainsi la beaucoup plus grande fréquence du travail à temps partiel chez les femmes que chez les hommes¹⁴. Dans le modèle global, et compte tenu de cette situation, le différentiel de gain entre hommes et femmes (21 %) est sensiblement inférieur (mais mesuré de manière plus satisfaisante) à celui enregistré dans les modèles précédents (31 %).

Enfin, la spécification M6 introduit le secteur global d'activité en distinguant le secteur public et le secteur privé. La prise en considération additionnelle de cette variable dans l'analyse n'a qu'un apport global relativement limité. Le gain de R² est très modeste et le coefficient dans le modèle global pour les deux sexes n'est que de 3,7 %, les salaires du public étant, au moment de l'enquête et pour des individus de caractéristiques par ailleurs comparables, un peu plus élevés que ceux du privé¹⁵. En revanche, la distinction du modèle pour les hommes et pour les femmes est intéressante. Pour les hommes, la distinction salariale nette entre le public et le privé n'est pas significativement différente de zéro, alors que pour les femmes, il y a un avantage salarial net à travailler dans le secteur public. Toutes égales par ailleurs, et en moyenne, cet avantage est de l'ordre de 7,5 %. Ce résultat nous incite à examiner de façon séparée les modes de différenciation des salaires dans les deux grands secteurs de l'activité économique. Le tableau 2 propose les résultats de ces deux estimations séparées.

Globalement, la ressemblance entre les modèles, pour les deux secteurs, est grande ; la valeur numérique des coefficients des différentes variables étant relativement proche¹⁶. Quatre points sont toutefois à souligner. Le premier est que les différenciations globales entre hommes et femmes sont substantielles dans les deux secteurs mais qu'elles ont tendance à être un peu plus modérées (10%) dans le public que dans le privé (14 %) ; le second point est que la différence salariale entre Paris et province existe aussi dans les deux secteurs et qu'elle est

¹³ Ici, nous nous contentons d'enregistrer que certaines personnes ont une activité à temps plein alors que d'autres exercent leur activité à temps partiel; et qu'il est intéressant de prendre cette variable en compte comme fond de référence instrumental pour notre étude. En particulier, nous n'entrons pas dans le débat de savoir si cette situation de temps partiel a été choisie ou contrainte, et dans quelle proportion.

¹⁴ Cette situation explique aussi pourquoi le pouvoir explicatif des modèles précédents était inférieur pour les femmes que pour les hommes.

¹⁵ Ces tendances confirment les résultats d'études antérieures (Fournier, 2001).

¹⁶ C'est notamment le cas de l'expérience professionnelle dont l'impact sur le salaire est pratiquement le même dans les deux secteurs, légèrement plus fort dans le public, mais la différence est très modeste.

aussi plus modérée dans le public (10 %) que dans le privé (14%). Les deux autres points concernent la valorisation des diplômes, le secteur public rémunérant davantage la maîtrise que le privé alors que la situation contraire est enregistrée au niveau du doctorat.

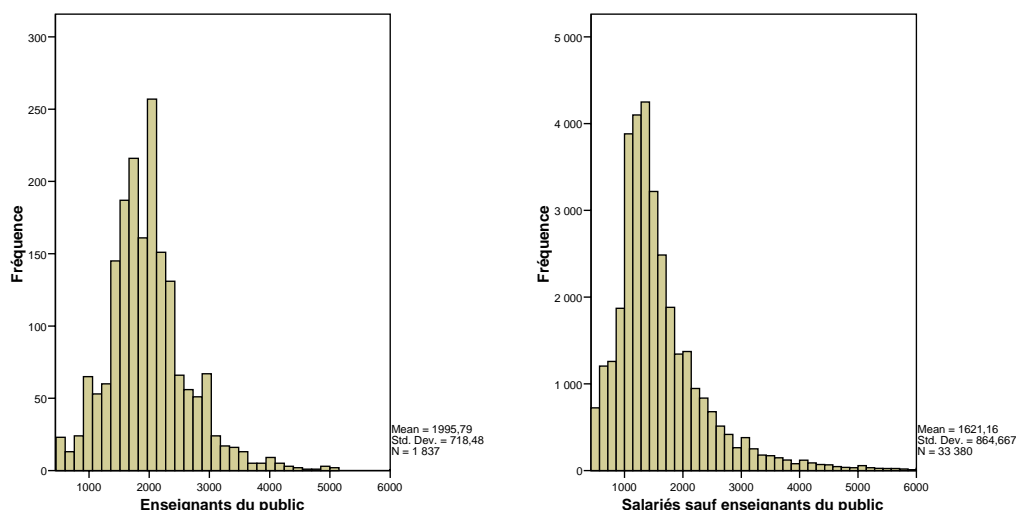
Tableau 2 : Modèle de salaire pour les secteurs public et privé

| Secteur | PUBLIC | PRIVE |
|---|--------------|--------------|
| Constante | 6,382 | 6,371 |
| DIPLOME | | |
| BEP | 0,179 | 0,175 |
| CAPBEP | 0,142 | 0,126 |
| BT/BACPRO | 0,271 | 0,251 |
| BAC TECHNIQUE | 0,296 | 0,305 |
| BAC GENERAL | 0,366 | 0,334 |
| BTS | 0,434 | 0,432 |
| DUT | 0,546 | 0,530 |
| DEUG | 0,428 | 0,412 |
| PARAMEDICAL | 0,588 | 0,518 |
| LICENCE | 0,544 | 0,542 |
| MAITRISE | 0,623 | 0,543 |
| DEA/DESS | 0,724 | 0,763 |
| ECOLES ING/COMM | 0,912 | 0,902 |
| DOCTORAT | 0,832 | 0,942 |
| MEDECINE | 1,074 | 0,919 |
| EXPERIENCE PROFESSIONNELLE | 0,030 | 0,027 |
| EXPERIENCE PROFESSIONNELLE ² | -0,00041 | -0,00038 |
| FEMME / HOMME | -0,170 | -0,216 |
| FRANÇAIS NE ETRANGER / FRANÇAIS | -0,097 | -0,083 |
| ETRANGER PAYS PAUVRE / FRANÇAIS | -0,320 | -0,171 |
| ETRANGER PAYS RICHE / FRANÇAIS | -0,084 | -0,066 |
| PARIS / RESTE | 0,107 | 0,149 |
| TEMPS PLEIN / PARTIEL | 0,389 | 0,437 |
| R² | 0.487 | 0.483 |

III. La rémunération des enseignants dans la structure générale des salaires en France

Les analyses qui viennent d'être présentées vont donc servir de «fond de carte» à ce qui va être développé à présent, à savoir la question spécifique de la rémunération des enseignants.

De façon générale tout d'abord, on notera que le groupe des enseignants du secteur public (tous niveaux d'enseignement confondus) perçoit un revenu mensuel de 1 996 euros contre 1 621 euros pour les autres professions (un écart de + 23 %), mais présente aussi un niveau d'éducation initiale supérieur à celui de la population globale. Par ailleurs, la distribution du salaire au sein de la population des enseignants du public est à la fois i) moins dispersée (le coefficient de variation est de 0,36 pour la population enseignante et de 0,53 pour la population des autres salariés, et ii) approche une forme proche de la distribution normale alors que celle de la distribution du salaire des autres salariés est plutôt de forme log-normale, avec à la fois davantage d'individus avec des petits salaires et aussi davantage d'individus avec des salaires élevés. Le graphique 3 présente la distribution des salaires des deux groupes de population considérés.



Graphique 3 : Distribution du salaire chez les enseignants du public et les autres salariés

L'analyse consiste à présent à déterminer dans quelle mesure le salaire des enseignants s'inscrit dans la structure générale des salaires en France, et dans quelle mesure il diverge de ce qui est observé dans les autres professions dans le secteur privé ou dans la fonction publique. Pour conduire cette analyse nous avons besoin de mobiliser de nouvelles variables qui rendent compte de ces différentes situations et de tester leur impact à la marge du modèle général de structuration des salaires pour l'ensemble de la population entre 20 et 60 ans présenté auparavant.

L'enquête emploi permet d'effectuer des distinctions relativement fines des différentes professions exercées par les individus ainsi que du secteur d'activité correspondant. La première distinction que nous avons réalisée permet d'identifier sept catégories d'emplois adaptées à notre questionnement. Les deux premières catégories concernent les enseignants exerçant dans le secteur public et les enseignants du secteur privé. Les quatre catégories suivantes se rapportent aux fonctionnaires de l'Etat non enseignants, aux personnels des collectivités territoriales, aux personnels du secteur hospitalier public et aux salariés des entreprises publiques. La dernière catégorie concerne les salariés du privé, à l'exclusion évidemment des enseignants des établissements privés. Le tableau 3 fournit la répartition de ces différentes catégories parmi la population ciblée dans notre étude ainsi que les caractéristiques de leurs salaires mensuels.

Tableau 3 : Comparaisons des salaires des différents types d'emplois

| | Effectifs | Pourcentages | Salaire mensuel | | |
|--|-----------|--------------|-----------------|------------|-------|
| | | | Moyenne | Ecart-type | C.V.* |
| Enseignants du secteur public | 1837 | 5,2 | 1996 | 718 | 0,36 |
| Enseignants du secteur privé | 1167 | 3,3 | 1032 | 499 | 0,48 |
| Fonctionnaires de l'Etat non enseignants | 3355 | 9,5 | 1740 | 822 | 0,47 |
| Personnels des collectivités territoriales | 2642 | 7,5 | 1416 | 607 | 0,43 |
| Personnels du secteur hospitalier | 1349 | 3,8 | 1777 | 915 | 0,51 |
| Personnels des entreprises publiques | 9769 | 27,8 | 1703 | 919 | 0,54 |
| Salariés du privé non enseignants | 15098 | 42,9 | 1557 | 855 | 0,55 |

* C.V. : Coefficient de variation

Les différences entre salaires placent les enseignants du public en tête de la hiérarchie avec près de 2 000 euros mensuels alors que leurs collègues de l'enseignement privé sont ceux qui affichent les plus bas salaires avec environ 1 000 euros mensuels. Les écarts sont plus réduits entre les fonctionnaires de l'Etat (non enseignants), les salariés du privé (non enseignants), les personnels du secteur hospitalier et entreprises publiques, ces catégories présentant des rémunérations variant dans une fourchette de 1 550 à 1 800 euros. En revanche, les personnels des collectivités territoriales apparaissent défavorisés avec un salaire moyen à peine supérieur à 1 400 euros. On notera également que la dispersion des salaires (appréhendée par le coefficient de variation) est bien plus faible pour les salariés de l'enseignement public que pour tous les autres types d'emplois.

Evidemment, ces différences de salaires, même si elles sont bien réelles, ne sont que des différences brutes ne prenant pas en compte les caractéristiques des individus (expérience professionnelle, niveau de diplôme, genre, nationalité et localisation géographique de l'emploi). Il convient donc de raisonner « toutes choses égales par ailleurs » pour déterminer, si, à caractéristiques comparables, des écarts nets de rémunération se manifestent entre les différentes catégories d'emploi retenues. Concrètement, on remplacera la variable agrégée public/privé de la spécification M6 précédente par les nouvelles variables rendant compte des divers types d'emplois occupés. Le tableau 4, ci-après, présente les résultats des nouvelles estimations dans deux modélisations complémentaires (modèles M7 et M8) déclinées pour la population totale, les hommes et les femmes.

La substitution de la variable public / privé par les variables correspondant aux types d'emploi ne permet d'apporter qu'un gain modeste en termes de variance expliquée puisque le R^2 est de 50% pour le modèle intégrant l'ensemble des individus au lieu de 49% pour l'estimation précédente (modèle M6). Toutefois, tous les coefficients associés aux nouvelles variables (sauf un) sont significatifs, manifestant ainsi des différences entre les salaires selon le type d'emploi exercé.

Dans les modèles, les différentes catégories d'emploi sont opposées aux salariés (non enseignants) du privé qui constituent la variable de référence dans l'équation de régression. Par rapport à cette référence, on constate en premier lieu que les enseignants du secteur privé affichent des rémunérations nettement inférieures, l'écart est important puisqu'il se monte à 27% , notons que les écarts sont plus marqués pour la population féminine (28%) que pour la population masculine (16%). En revanche, les salaires des fonctionnaires (non enseignants), des personnels des collectivités territoriales et des entreprises publiques sont assez proches de ceux des salariés du privé. Des écarts existent toutefois entre les hommes et les femmes, notamment en ce qui concerne les personnes travaillant dans les collectivités territoriales puisque les hommes présentent des salaires inférieurs de 10% à ceux du privé, alors qu'il n'y a pas de différences pour la population féminine. Les personnels des hôpitaux publics gagnent, en moyenne, davantage que les salariés du privé, mais cela est surtout vrai pour les femmes qui présentent des salaires supérieurs de 14% aux salariés de la catégorie de référence.

Tableau 4 : Modélisation multivariée du logarithme du salaire mensuel, identification de la situation particulière des enseignants, hommes/femmes *

| N° de Modèle | M7 | | | M8 | | |
|--|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | H + F | H | F | H + F | H | F |
| GENRE | | | | | | |
| Constante | 6,38 | 6,20 | 6,29 | 6,38 | 6,20 | 6,29 |
| DIPLOMES / AUCUN – CEP | | | | | | |
| BEPC | 0,171 | 0,219 | 0,131 | 0,171 | 0,219 | 0,130 |
| CAPBEP | 0,129 | 0,130 | 0,127 | 0,129 | 0,129 | 0,127 |
| BT/BACPRO | 0,255 | 0,274 | 0,233 | 0,255 | 0,274 | 0,232 |
| BAC TECHNIQUE | 0,289 | 0,319 | 0,259 | 0,289 | 0,319 | 0,259 |
| BAC GENERAL | 0,344 | 0,355 | 0,330 | 0,344 | 0,356 | 0,331 |
| BTS | 0,425 | 0,450 | 0,394 | 0,424 | 0,449 | 0,394 |
| DUT | 0,529 | 0,559 | 0,484 | 0,529 | 0,559 | 0,484 |
| DEUG | 0,419 | 0,456 | 0,389 | 0,427 | 0,470 | 0,400 |
| PARAMEDICAL | 0,533 | 0,432 | 0,522 | 0,533 | 0,432 | 0,523 |
| LICENCE | 0,536 | 0,575 | 0,495 | 0,537 | 0,576 | 0,496 |
| MAITRISE | 0,592 | 0,632 | 0,552 | 0,591 | 0,631 | 0,549 |
| DEA/DESS | 0,732 | 0,765 | 0,696 | 0,732 | 0,763 | 0,695 |
| ECOLIS D'INGENIEURS ET DE COMMERCE | 0,901 | 0,930 | 0,847 | 0,901 | 0,929 | 0,848 |
| DOCTORAT | 0,840 | 0,879 | 0,835 | 0,841 | 0,859 | 0,846 |
| MEDECINE | 0,992 | 1,109 | 0,920 | 0,992 | 1,106 | 0,921 |
| EXPERIENCE PROFESSIONNELLE | 0,029 | 0,033 | 0,024 | 0,029 | 0,033 | 0,024 |
| EXPERIENCE PROFESSIONNELLE ² | -39E-5 | -44E-5 | -31E-5 | -39E-5 | -44E-5 | -31E-5 |
| GENRE / HOMME | | | | | | |
| FEMME | -0,180 | | | -0,179 | | |
| NATIONALITE / FRANÇAIS DE SOUCHE | | | | | | |
| FRANÇAIS ORIGINE ETRANGERE | -0,089 | -0,109 | -0,067 | -0,089 | -0,110 | -0,067 |
| ETRANGER PAYS PAUVRE | -0,176 | -0,189 | -0,150 | -0,176 | -0,189 | -0,151 |
| ETRANGER PAYS RICHE | -0,065 | -0,050 | -0,093 | -0,065 | -0,050 | -0,093 |
| LOCALISATION GEOGRAPHIQUE | | | | | | |
| PARIS / PROVINCE | 0,123 | 0,113 | 0,138 | 0,123 | 0,113 | 0,138 |
| TEMPS PLEIN / PARTIEL | 0,402 | 0,536 | 0,370 | 0,402 | 0,536 | 0,370 |
| SECTEUR PRIVÉ / PUBLIC | | | | | | |
| EMPLOI-SECTEUR / PRIVE | | | | | | |
| ENSEIGNANTS DU PUBLIC | 0,014 | -0,068 | 0,075 | | | |
| ENSEIGNANTS DU PUBLIC PRIMAIRE | | | | -0,016 | -0,154 | 0,039 |
| ENSEIGNANTS DU PUBLIC, SECONDAIRE | | | | 0,027 | -0,062 | 0,101 |
| ENSEIGNANTS DU PUBLIC, SUPERIEUR | | | | 0,010 | -0,035 | 0,067 |
| FONCTIONNAIRES NON ENSEIGNANTS | 0,041 | 0,020 | 0,064 | 0,041 | 0,020 | 0,063 |
| PERSONNELS DES COLLECTIVITES TERRITORIALES | -0,046 | -0,093 | -0,007 | -0,046 | -0,094 | -0,008 |
| PERSONNELS DES HOPITAUX PUBLICS | 0,099 | 0,003 | 0,136 | 0,098 | 0,004 | 0,135 |
| ENSEIGNANTS DES ETABLISSEMENTS PRIVES | -0,242 | -0,154 | -0,250 | -0,242 | -0,153 | -0,251 |
| PERSONNELS DES ENTREPRISES PUBLIQUES | 0,018 | 0,010 | 0,026 | 0,017 | 0,010 | 0,025 |
| R² | 0,500 | 0,443 | 0,496 | 0,501 | 0,443 | 0,496 |

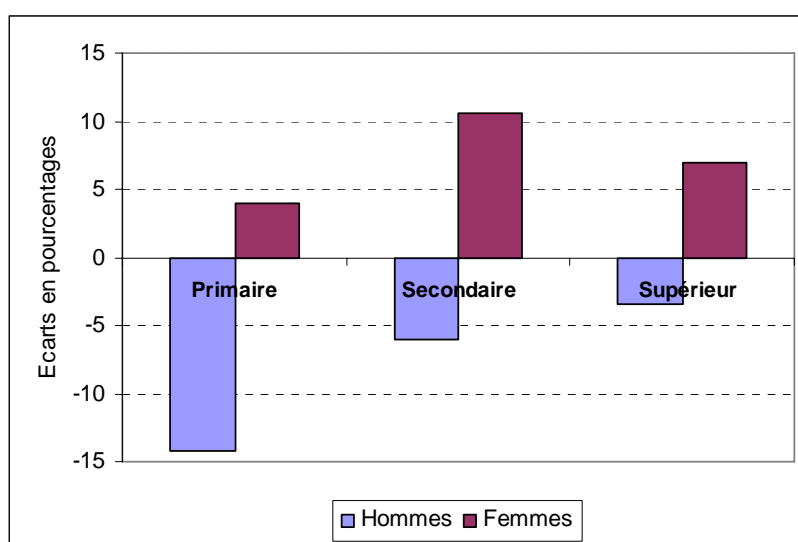
* Tous les coefficients de ce tableau sont statistiquement significatifs au seuil de 1 %, à l'exception de ceux dont la case est grisée qui ne sont pas significativement différents de zéro.

Le résultat bien entendu le plus intéressant pour notre problématique est celui qui concerne les enseignants du secteur public. Les salaires de cette catégorie ne se distinguent pas de ceux des salariés (non enseignants) du privé puisque que le coefficient n'est pas statistiquement significatif. La différence moyenne importante constatée auparavant (tableau 3) entre ces deux catégories tient donc au fait que les caractéristiques des deux populations ne se recouvrent que partiellement ; par exemple, les enseignants du public ont dans l'ensemble des niveaux de diplôme plus élevés que les salariés du privé. Quand on raisonne à caractéristiques

comparables, les enseignants du public ne sont donc plus, en termes de rémunération, particulièrement avantagés par rapport au reste de la population active.

Ce constat prend une autre dimension quand on examine la situation en fonction du genre. En effet, l'absence de différences de salaires entre les enseignants du public et les salariés du privé, renvoie à deux situations symétriquement opposées pour les hommes et les femmes. Les hommes affichent des salaires inférieurs d'environ 7% à la catégorie de référence alors que les femmes ont des rémunérations supérieures de 8% à cette même catégorie de référence. On retrouve ici un résultat déjà connu, à savoir qu'il est plus intéressant, toujours dans une perspective relative, et en ce qui concerne le niveau de salaire, pour une femme que pour un homme, d'être enseignant dans le public.

Le dernier modèle (modèle M8) cherche à mettre en évidence des différences de rémunération, entre des catégories d'emploi encore plus fines, puisque l'on distingue, au sein du groupe des enseignants du public, les différents cycles d'enseignement (primaire, secondaire, supérieur). Quand on analyse la situation sans distinction de genre, seuls les enseignants du secondaire ont un niveau de rémunération supérieure à celui des salariés du privé, de l'ordre de 3%. Les salaires des enseignants du primaire et de ceux du supérieur ne se distinguent pas quant à eux du salaire moyen de la catégorie de référence (coefficients non significatifs dans le modèle). Cette situation contrastée, en fonction du niveau d'enseignement, tient principalement à la structure des niveaux de diplôme qui avantage donc légèrement et d'un point de vue relatif, les enseignants du secondaire. Ceux-ci, en fonction de leur bagage académique, sont davantage rémunérés que des salariés, de même niveau de diplôme, exerçant une profession dans le secteur privé. La distinction selon le genre apporte ici également des informations intéressantes, en mettant en évidence des écarts, selon que l'on considère le cas des hommes ou celui des femmes enseignantes du public (graphique 4).



Graphique 4 : Ecart net de salaires entre enseignants du public et salariés du privé. Distinction en fonction du genre et du niveau d'enseignement

Si aucun écart de salaire n'était relevé entre les enseignants du primaire et les salariés du privé sur l'ensemble de la population, il en est tout autrement dans les modèles estimés sur les deux sous-échantillons. Les salaires des hommes sont, pour ce niveau d'enseignement, inférieurs de 14% à ceux des salariés du privé alors que les salaires des femmes sont supérieurs de 4% à ceux de cette même catégorie. Une structure similaire est observée pour l'enseignement secondaire avec respectivement un gain salarial relatif de 11% pour les femmes et une perte relative de 6% pour les hommes. En revanche, la distinction hommes / femmes n'apporte pas d'informations supplémentaires par rapport aux estimations précédentes : aucun écart significatif n'étant relevé entre les enseignants du supérieur et les salariés du privé. On perçoit donc bien l'intérêt de distinguer dans les analyses, à la fois le niveau d'enseignement et le genre ; les résultats prennent en effet un tout autre sens quand on opère cette séparation puisque l'absence de différence de salaires entre enseignants du public et salariés du privé observée dans la modélisation de base (modèle M7) recouvre en fait des situations fortement contrastées en fonction des deux critères mobilisés.

Conclusion

L'objectif de ce travail visait principalement à apporter un éclairage sur le niveau relatif de rémunération des enseignants du secteur public sur la base de données récentes. Ces données ne permettent qu'une évaluation transversale de la condition salariale enseignante ; ceci limite de fait nos conclusions dans le sens où l'on ne se prononcera pas sur l'évolution de la situation des enseignants ces dernières années, en termes de perte ou de gain de pouvoir d'achat par exemple. En revanche, les analyses permettent bien de mesurer les écarts de salaires entre les enseignants du public et d'autres types d'emplois et cela pour des individus de caractéristiques comparables (même niveau de diplôme et expérience professionnelle identique notamment).

Si en moyenne, les enseignants du public n'ont pas un niveau de rémunération différent de celui des salariés du privé, il en est tout autrement quand on distingue les niveaux d'enseignement dans l'emploi exercé et le genre. En premier lieu, les situations sont variables selon que l'on soit un homme ou une femme, puisque la population enseignante masculine présente des salaires inférieurs de 7% à ceux des salariés du privé alors que les femmes possèdent, au contraire un avantage relatif de l'ordre de 8%. En second lieu, le niveau d'enseignement dans l'emploi exercé ne joue que faiblement sur les écarts de salaire quand on ne distingue pas la population selon le genre ; seuls les enseignants du secondaire affichent un léger avantage relatif de l'ordre de 3%. Enfin, la prise en compte simultanée du genre et du niveau d'enseignement dans la fonction exercée apporte des résultats contrastés. Si les hommes sont les plus désavantagés en termes relatifs, ce désavantage est plus marqué chez les enseignants du primaire (17%) que chez les enseignants du secondaire (6%). Chez la population féminine, c'est dans l'enseignement secondaire que l'avantage est le plus net (11%), alors qu'il est plus faible (4%) pour les enseignantes exerçant dans le primaire.

Même si les résultats présentés dans cette étude sont limités, ils peuvent néanmoins contribuer de manière plus large à la réflexion sur la condition de la profession enseignante et son évolution, cette réflexion n'étant d'ailleurs pas nouvelle dans notre pays (Orivel, 1986). La

féminisation du corps enseignant qui s'est accrue fortement ces dernières décennies (M.E.N., 2006) et qui ne concerne pas que la France (Cytermann, 2006), est déjà une question directement associée aux analyses présentées dans ce texte. Comme par le passé (Jarousse, Mingat, 1989), la dimension salariale du métier apparaît comme un élément pour expliquer ce phénomène puisque les hommes ont moins d'intérêt financier que les femmes à s'engager dans ce métier. Bien entendu, la condition de la profession enseignante ne peut s'appréhender que par la question des salaires, mais celle-ci reste de toute évidence au centre des débats politiques actuels (Darcos, 2006).

Références bibliographiques

Bouzidi B., Jaaidane T., Gary-Bobo R. (2007). « Les traitements des enseignants français : 1960-2004: la voie de la démoralisation ? » *Revue d'Economie Politique*, à paraître.

Cytermann J.P. (2006). « Une forte féminisation des métiers de l'Éducation nationale ». *Administration et éducation*. N°110, p.19-23.

Darcos X. (2006). *Rapport à Monsieur Nicolas Sarkozy et propositions sur la situation morale et matérielle des professeurs en France*. Mars 2006.[En ligne] www.lalettredeleducation.fr/IMG/doc/Rapport_Darcos.doc.

De Curraize Y., Hugounenq R. (2004). Inégalités de salaires entre femmes et hommes et discrimination. *Revue de l'OFCE*, N°90, pp. 193-224.

Fournier J.L. (2001). *Comparaison des salaires des secteurs public et privé*. Paris : INSEE. Série des documents de travail de la Direction des Etudes et Synthèses Économiques G 2001 / 11.

Jarousse J.P., Mingat A. (1989). « Les enseignants sont-ils sous-payés ? » *Savoir*, n° 1(2), Avril-juin, p.281-288.

M.E.N. (2006). « Les femmes au ministère de l'éducation nationale 2004-2005 ». *Les notes d'information*, n°06.14, 6 p.

Mincer J. (1958). Investments in human capital and personal income distribution », *The Journal of Political Economy*, 66(4), p. 281-302.

Orivel F. (1986). *Les conditions de travail et de rémunération des enseignants : méthodes et hypothèses*. Dijon : Irédu, 27 p.

Selz M., Thélot C. (2004), L'évolution de la rentabilité salariale de la formation initiale et de l'expérience en France depuis trente-cinq ans. *Population* 2004/1, Volume 59, p. 11-50.

Zuber S. (2004). Evolution de la concentration de la dépense publique d'éducation en France : 1900-2000. *Education et formations*, N°70. Décembre 2004, pp. 97-108.