

Les déterminants économiques de l'entrée dans la fonction publique

Denis Fougère et Julien Pouget*

La fonction publique devra faire face dans les prochaines années à des départs massifs de certains de ses agents à la retraite. Elle pourrait donc être amenée à effectuer des recrutements importants. Dans ce contexte, il est essentiel de mieux comprendre ce qui fait son attractivité. Dans cet article, on tente d'expliquer la décision d'entrer dans le secteur public par deux des principaux déterminants économiques, à savoir le risque de chômage et le niveau relatif des salaires proposés dans les secteurs public et privé. L'importance du secteur public en France (un salarié sur quatre) ainsi que les mécanismes institutionnels spécifiques qui le régissent (concours à l'entrée, sécurité de l'emploi) justifient une étude de ce type.

Le lien entre l'excès de candidatures aux concours de la fonction publique et les principaux déterminants macroéconomiques est tout d'abord examiné à un niveau agrégé. L'attractivité du secteur public revêt un caractère cyclique et elle dépend étroitement de la conjoncture économique. Le taux de candidature croît significativement quand le taux de chômage augmente (notamment pour les femmes et les corps de catégories B et C). En outre, le nombre de candidatures aux concours de catégorie A (et plus particulièrement celles des hommes) croît avec l'écart moyen de salaire entre le public et le privé.

À l'aide d'un modèle simple de choix d'activité, on montre ensuite que le niveau d'éducation est plus déterminant pour l'accès aux emplois du secteur public que pour l'accès aux emplois du secteur privé, mais que les écarts de salaires liés à l'éducation sont plus faibles dans le secteur public. Le fait d'avoir un père salarié du public accroît significativement les chances d'accès à l'emploi public. La probabilité de se porter candidat à l'entrée dans la fonction publique est très élevée pour les femmes et pour les moins diplômés. Pour ces catégories, ce résultat s'explique par un fort risque de chômage mais plus encore par un salaire de début de carrière moins attractif dans le secteur privé. Cette probabilité de candidature est restée à un niveau très élevé au cours des années 1990 pour les moins diplômés, tandis qu'elle a suivi le cycle macroéconomique pour les diplômés du supérieur. Les concours sont plus sélectifs en période de mauvaise conjoncture économique : paradoxalement, ils permettent à l'État de sélectionner de meilleurs candidats lorsque le chômage est plus élevé. Mais au total, les estimations montrent que durant les années 1990, la fonction publique a été très attractive.

* Denis Fougère appartient au Crest-Insee, au CNRS, au CEPR et à l'IZA. Julien Pouget appartient au Crest-Insee et à l'IZA. Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

À l'échelle internationale, les travaux des économistes consacrés à l'emploi dans le secteur public se sont multipliés depuis une vingtaine d'années (1). Ce sont à la fois la taille et le mode particulier de fonctionnement de ce secteur qui ont motivé l'intérêt des analystes. En effet, dans la mesure où le secteur public représente, selon les pays, entre 10 % et 30 % de l'emploi salarié, mieux comprendre les phénomènes qui affectent le marché du travail dans son ensemble passe par une meilleure compréhension des mécanismes qui régissent l'emploi dans le secteur public. Le fait que les décisions dans ce secteur soient souvent influencées par des paramètres politiques (à la différence du secteur privé au sein duquel le volume de l'emploi et le montant des salaires sont essentiellement déterminés dans un contexte de marché) justifie des études spécifiques.

Dans cet article, on essaie de caractériser les déterminants économiques de l'entrée dans la fonction publique française (sans envisager les conséquences macroéconomiques de ces recrutements sur le marché du travail, comme par exemple l'effet d'éviction potentiel sur le secteur privé). L'étude de ces déterminants permet d'esquisser un diagnostic quant à l'attractivité de la fonction publique, question devenue centrale dans un contexte marqué par des départs massifs à la retraite dans la fonction publique et par la relative stagnation du nombre des diplômés de l'enseignement supérieur (2).

Les travaux consacrés à l'examen des motivations et des caractéristiques des individus qui postulent aux emplois du secteur public sont néanmoins rares, tant à l'échelle internationale que française. Cette rareté s'explique par le fait qu'une étude empirique de ce type doit s'appuyer idéalement sur des données statistiques qui fournissent des renseignements sur toutes les personnes qui se sont portées candidates à un emploi dans le secteur public, et pas seulement sur celles qui occupent un tel emploi. De ce fait, les études consacrées à cette question achoppent toujours sur la même difficulté : avec les modèles statistiques usuels, il est difficile de distinguer les caractéristiques qui influencent les candidatures aux concours de celles qui augmentent les chances d'être admis. En effet, beaucoup d'analystes se contentent d'estimer une équation de réussite, qui dépend de caractéristiques individuelles ou de variables macroéconomiques, mais ils ne distinguent pas les deux étapes du processus, se porter candidat et réussir. Seuls les modèles de « files d'attente » se proposent de résoudre le problème d'identifica-

tion en spécifiant la probabilité d'être candidat sous la forme d'une fonction d'offre (3) de travail et la probabilité d'être admis sous la forme d'une fonction de demande de travail émanant de l'État employeur (Venti, 1987 ; Krueger, 1988b ; Heywood et Mohanty, 1994 et 1995).

Classiquement, les travaux qui ont analysé l'offre de travail dans la fonction publique mettent en avant différents types de facteurs susceptibles d'influencer les choix de carrière dans ce secteur. Certains de ces travaux font l'hypothèse que la préférence pour le secteur public est le fait d'individus ayant des caractéristiques particulières, comme par exemple une aversion face au risque de chômage plus élevée : Bellante et Link (1981) montrent ainsi que les salariés du secteur public sont aux États-Unis plus sensibles à ce risque que ceux du secteur privé. D'autres études ont essayé de savoir si ce choix pouvait dépendre d'un intérêt plus particulier pour le bien ou la chose publique. Par exemple, Goddeeris (1988) analyse les choix de carrière des étudiants en droit aux États-Unis. Il montre que les préférences individuelles pour le secteur public dépendent significativement d'un certain nombre de facteurs individuels, parmi lesquels figurent en bonne place les opinions et l'engagement politique des individus. Les travaux français en la matière (De Singly et Thélot, 1989 ; Audier, 2000) privilégient une approche sociologique et mettent l'accent sur l'importance de la catégorie socioprofessionnelle des parents à travers la transmission du statut de fonctionnaire.

D'autres études ont été menées à un niveau agrégé. Ainsi, l'offre globale de travail dans la fonction publique devrait dépendre du niveau relatif des salaires des secteurs public et privé, des avantages sociaux éventuellement associés au statut de fonctionnaire, ainsi que du niveau de chômage. Krueger (1988a) a vérifié à l'aide de séries agrégées que le nombre de candidatures aux emplois fédéraux aux États-Unis est une fonction croissante du taux de chômage et du différentiel de salaire entre les deux secteurs. Il montre par ailleurs que la qualité moyenne des candidats à l'entrée dans la fonction publique augmente avec ce différentiel : autrement dit,

1. Des synthèses de ces travaux sont fournies dans les articles de Ehrenberg et Schwartz (1986) puis Gregory et Borland (1999).

2. Pour des évaluations chiffrées de ces deux phénomènes, voir l'étude de Mahieu, Mourre et Pellet (2000).

3. Par offre de travail, on entend ici le nombre de personnes recherchant un emploi dans la fonction publique. À l'opposé, la demande de travail émanant de l'État est le nombre de postes offerts aux concours de la fonction publique.

une augmentation relative des salaires dans le secteur public tendrait à y attirer des candidats mieux formés.

Parallèlement à ces études centrées exclusivement sur l'entrée dans la fonction publique, il existe une littérature économique internationale importante qui examine les différences salariales entre les deux secteurs, public et privé, en corrigeant le biais de sélection. Dans cette perspective, il s'agit de tenir compte du fait que le choix d'entrer dans la fonction publique n'est pas un phénomène aléatoire mais au contraire déterminé par un certain nombre de caractéristiques individuelles observables et inobservables. Pour cela, la plupart des travaux de ce type estiment conjointement une équation de sélection et deux équations de salaire. Un tel exercice a déjà été réalisé pour quelques pays. Par exemple, cette méthodologie a permis à Van der Gaag et Vijverberg (1988) d'étudier le cas de la Côte d'Ivoire, et à Gyourko et Tracy (1988), Belman et Heywood (1989), puis Moulton (1990) celui des États-Unis. Par la suite, Pedersen *et al.* (1990) ont examiné le cas du Danemark, Van Ophem (1993) et Hartog et Oosterbeek (1993) celui des Pays-Bas, Dustmann et Van Soest (1998) celui de l'Allemagne, et enfin Cappellari (2002) celui de l'Italie (4).

Les conclusions varient sensiblement d'un pays à l'autre, reflétant les différences entre les modes de recrutement et les structures salariales des pays étudiés. Ce type d'étude présente un avantage statistique indéniable, dans la mesure où il permet de traiter correctement le biais de sélection inhérent au choix d'entrer dans tel ou tel secteur d'activité. En revanche, il ne rend pas parfaitement compte des déterminants économiques des candidatures à l'entrée dans la fonction publique, et notamment de l'influence du risque de chômage dans le secteur privé.

Pour dépasser les limites de ces études, on se propose d'analyser empiriquement le choix d'entrée dans la fonction publique, en mettant plus spécifiquement l'accent sur l'influence de deux déterminants économiques majeurs, la probabilité de chômage et le niveau relatif des salaires dans chacun des deux secteurs. La démonstration se fera en deux temps. Tout d'abord, on présentera une analyse de l'évolution du nombre des candidatures aux concours d'entrée dans la fonction publique ces vingt dernières années (5). Il s'agit essentiellement d'examiner dans quelle mesure l'offre de travail (mesurée par le taux de candidature aux concours de la fonction publique) est sensible

au volume du nombre de postes offerts ainsi qu'aux évolutions d'un certain nombre d'indicateurs macroéconomiques tels que le taux de chômage des jeunes ou encore le différentiel de salaire en début de carrière entre les secteurs public et privé, tout en contrôlant l'offre potentielle mesurée approximativement par le nombre de jeunes qui sortent du système éducatif. Cette approche permet de mettre en évidence des comportements sensiblement différents selon le sexe et le niveau de diplôme (dans la mesure où l'on dispose de données suffisamment désagrégées). Dans un deuxième temps, on développe un modèle microéconomique simple mais structurel de choix de secteur, que l'on estime sur des données issues des enquêtes sur l'emploi de l'Insee. On suppose que les individus choisissent ou non de tenter d'entrer dans la fonction publique, compte tenu de leur probabilité d'être chômeur et des salaires de début de carrière associés à l'entrée dans l'un ou l'autre des deux secteurs. De ce fait, le modèle rend essentiellement compte des comportements d'offre de travail. C'est là probablement une de ses limites : il ignore la demande de travail de l'État, dont l'évolution passée est malgré tout rappelée dans la première partie de cet article.

Une analyse descriptive des taux de candidature

Plusieurs travaux d'économie politique ont mis en avant les principaux déterminants de la *demande* de travail de l'État. Pour résumer, on peut dire schématiquement qu'il existe dans la théorie économique deux façons d'expliquer les décisions prises en matière d'emploi public. La première considère que les décideurs choisissent le volume de l'emploi public et le niveau des salaires des fonctionnaires de façon à maximiser le bien-être social de la population. Le but peut être ici d'offrir des services publics de la qualité la plus grande possible au moindre coût, mais on peut également considérer que l'emploi public est un moyen de pallier certaines imperfections du marché du travail, ou bien encore qu'il constitue une forme de redistribution. La

4. Les études de Katz et Krueger (1991) et Borjas (2002) étudient l'évolution structurelle des écarts de salaires entre secteur public et secteur privé aux États-Unis, sans traiter explicitement le biais de sélection.

5. Cet article ignore de ce fait l'accès à la haute fonction publique par recrutement direct à la sortie des grandes écoles (École polytechnique, École normale supérieure et École nationale d'administration). Il s'agit pourtant d'une des spécificités de l'administration française, mais celle-ci ne peut être appréhendée à l'aide des échantillons ou des séries utilisés ici.

seconde approche considère que l'offre de l'État employeur est essentiellement déterminée par des facteurs d'ordre politique : la fonction objectif du décideur public est alors, par exemple, le résultat d'une échéance électorale.

Deux causes à l'évolution de la demande de travail émanant de l'État employeur

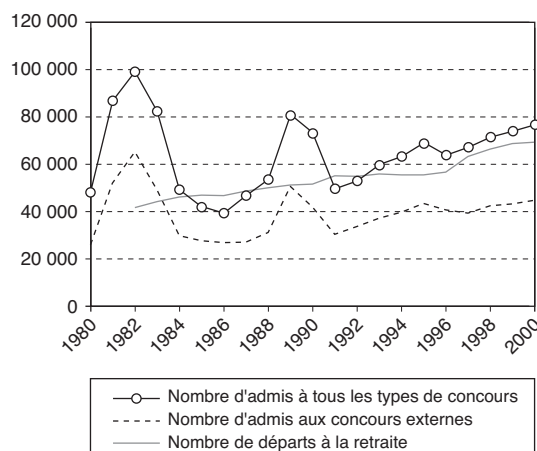
Le volume de la demande de travail de l'État peut être appréhendé à travers divers indicateurs, qui sont de toute évidence corrélés. Le ministère de la Fonction publique publie par arrêté le nombre de postes offerts aux différents concours, puis il effectue annuellement dans son rapport d'activité le comptage du nombre d'admis sur liste principale, et du nombre de fonctionnaires effectivement recrutés. Ces effectifs peuvent être légèrement différents (dans la mesure où l'État se réserve la possibilité de recruter davantage de fonctionnaires que le nombre de postes initialement ouverts, en utilisant les listes complémentaires notamment). Il existe trois types de concours : les concours externes, pour lesquels les candidats doivent remplir des conditions d'âge et de diplôme (6) ; les concours internes réservés aux candidats appartenant déjà à l'administration ; et les troisièmes concours, ouverts aux candidats qui justifient d'une expérience professionnelle en dehors de l'administration publique. On examinera plus spécifiquement ici le cas des concours externes, par lesquels s'effectue la majorité des recrutements, et qui concernent souvent les entrants sur le marché du travail, confrontés au

choix d'une carrière dans le secteur public ou dans le secteur privé.

En 2000, 76 887 candidats ont été admis aux différents concours des trois catégories statutaires (A, B et C) de la fonction publique, dont 44 743 dans le cadre d'un concours externe (cf. graphique I). On peut sans doute identifier deux causes à l'évolution de la demande de travail de l'État employeur. D'une part, des facteurs démographiques rendent nécessaires le remplacement d'un certain nombre d'agents qui partent à la retraite. Le nombre d'admis évolue ainsi sensiblement comme le nombre de départs à la retraite. On peut également avancer l'hypothèse que le volume des emplois proposés chaque année résulte de la volonté du pouvoir politique d'allouer plus ou moins de ressources aux services publics. Ce facteur politique explique sans doute une partie des augmentations assez substantielles du nombre d'admis aux concours de la fonction publique d'État pendant les périodes 1981-1983 et 1989-1990.

La demande de travail a également changé de nature au cours des deux dernières décennies. Si au milieu des années 1980 l'État recrutait un nombre à peu près équivalent de fonctionnaires dans les catégories A, B, et C, il semble depuis les années 1990 privilégier nettement les recrutements de fonctionnaires dans les corps de catégorie A, qui représentent désormais plus de la moitié des recrutements par le biais des concours externes (cf. graphique II). À l'inverse, le nombre de places offertes dans les corps de catégorie B a diminué pendant la même période, tandis que les effectifs recrutés annuellement en catégorie C apparaissent constants. Cette modification dans la structure de la demande de travail de l'État est essentiellement imputable au changement de catégorie statutaire de certains corps (qui sont passés de la catégorie B à la catégorie A, comme par exemple les instituteurs devenus professeurs des écoles à la suite du décret n° 90-680 du 1^{er} août 1990) (7).

Graphique I
Nombre d'admis aux concours de la fonction publique d'État et nombre de départs à la retraite



Source : Direction générale de l'administration et de la fonction publique (DGAFP).

6. Les concours de catégorie A sont ouverts aux titulaires d'un diplôme de l'enseignement supérieur (licence ou maîtrise dans la plupart des cas) ; les concours de catégorie B aux titulaires d'un baccalauréat (plus éventuellement un diplôme sanctionnant une formation à caractère professionnel après le baccalauréat comme le diplôme d'État d'infirmier) ; enfin, les concours de catégorie C sont ouverts soit sans condition de diplôme, soit aux titulaires d'un brevet des collèges, ou d'un certificat d'aptitude professionnelle (CAP), ou d'un brevet d'études professionnelles (BEP).

7. Il est possible de mesurer l'impact de cette transformation sur les courbes du graphique II en rappelant que le nombre d'admis aux concours de professeur des écoles était de 9 622 en 1995, 8 980 en 1996, 8 500 en 1997, 8 916 en 1998 et 9 750 en 1999.

La part croissante des diplômés du supérieur

De par la nature de ses fonctions, l'État est amené à recruter une main-d'œuvre en moyenne plus qualifiée que celle du secteur privé. Pour illustrer ce phénomène, on a choisi d'étudier plus spécifiquement les jeunes salariés de 25 à 30 ans dans les enquêtes sur l'emploi de l'Insee, faisant l'hypothèse que ces jeunes représentent une bonne partie des « entrants » sur le marché du travail. Entre 1982 et 2002, la structure de la qualification de cette population a connu des changements notables (cf. graphique III). Tous secteurs confondus, la part des diplômés du supérieur a été multipliée par quatre, passant de 5 % à 20 %, alors que la part des titulaires d'un brevet, BEPC, ou de ceux n'ayant aucun diplôme, est passée de 40 % à moins de 15 %. Mais cette tendance a été nettement plus marquée dans le secteur public que dans le secteur privé.

La part des jeunes cadres du secteur privé titulaires d'un diplôme supérieur est ainsi passée de 49 % en 1982 à 81 % en 2002 ; dans le même temps, elle passait de 74 % à 95 % pour les jeunes cadres A de la fonction publique (cf. graphique III-B). Pour les professions intermédiaires, le phénomène est plus flagrant : les diplômés du supérieur représentaient 7 % des jeunes salariés du secteur privé en 1982 et 17 % en 2002 tandis que dans la fonction publique

(catégorie B, professeurs des écoles et instituteurs), leur part passe de 10 % à 50 % (cf. graphique III-C). En revanche, on décèle peu de différences entre les deux secteurs concernant l'évolution du niveau de diplôme des jeunes employés et ouvriers (correspondant à la catégorie C de la fonction publique).

L'attractivité de la fonction publique est fortement liée aux cycles économiques

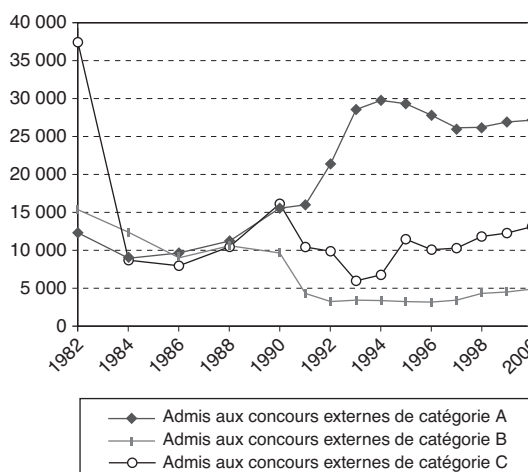
Le taux de candidature aux concours d'entrée dans la fonction publique constitue un bon indicateur de l'attractivité de ce secteur. Ce taux est défini comme le rapport du nombre d'inscrits au nombre de postes offerts. De même, la sélectivité d'un concours est usuellement définie comme le rapport du nombre de présents au nombre d'admis.

D'une manière générale, les taux de candidature aux concours de la fonction publique s'avèrent très élevés, notamment pour les catégories B et C. Pour la période 1980-2000, il y a ainsi eu 100 fois plus de candidats inscrits que de places offertes pour le concours d'agent de constatation des impôts, et plus de 90 pour celui de contrôleur de l'Insee (cf. tableau C de l'annexe 1). Les taux de sélectivité sont en général moindres, tout en demeurant souvent voisins de 20 présents pour un admis (cf. graphique IV). Pour la catégorie A, à l'exception des concours de professeurs, qui représentent la grande majorité des recrutements au sein de cette catégorie, sélectivité et taux de candidature demeurent très élevés, avec par exemple près de 50 inscriptions et 25 présents par poste offert pour le concours d'attaché de l'Insee.

Par ailleurs, l'évolution temporelle de la sélectivité revêt apparemment un caractère cyclique, notamment pour les concours de catégories B et C. On peut donc supposer que le nombre de candidatures est lié à un certain nombre de grandeurs caractéristiques de la conjoncture économique, au premier rang desquelles le taux de chômage et le niveau des salaires relatifs.

Ainsi sur la période 1980-2000, une corrélation assez importante apparaît entre la sélectivité dans l'ensemble des concours externes de la fonction publique et le taux de chômage des jeunes de 15 à 24 ans (cf. graphique V). De toute évidence, le nombre de candidatures a suivi de près les cycles macroéconomiques des deux dernières décennies. Parallèlement, on peut mettre en relation la sélectivité et le rapport du salaire net moyen dans le secteur public au

Graphique II
Nombre d'admis aux concours externes de la fonction publique d'État dans les catégories A, B, et C



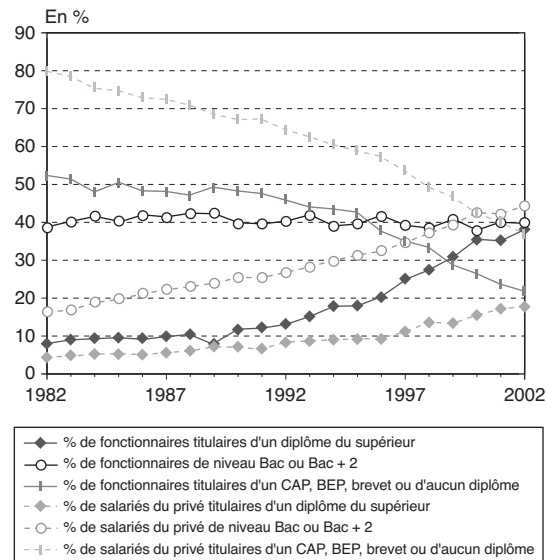
Lecture : parmi les corps de catégorie A, figure celui de professeur des écoles depuis sa création. Le corps des instituteurs est inclus dans la catégorie B.
Source : Direction générale de l'administration et de la fonction publique (DGAFP).

salaires net moyen dans le secteur privé (cf. graphique VI). Ce rapport a été construit à partir de séries issues d'une publication récente de l'Insee (Insee, 2003) qui retracent l'évolution des salaires nets annuels moyens en francs constants dans le secteur privé et semi-public (source : DADS, Insee), et dans la fonction publique d'État, hors la Poste et France Télécom (source : Fichiers de paie des agents de

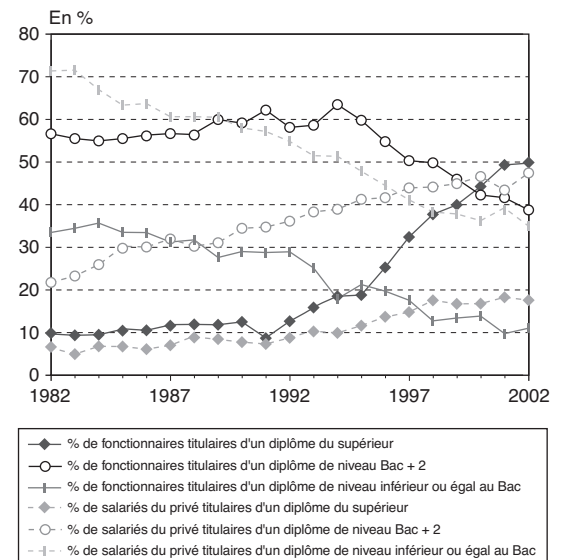
l'État, Insee). La fixation des salaires dans le secteur public étant moins sensible à la conjoncture économique que dans le secteur privé, le rapport des deux revêt également un caractère cyclique, qu'on peut relier à l'évolution de la sélectivité, notamment au cours de la décennie 1990. La liaison est cependant moins flagrante qu'avec le taux de chômage : alors que le nombre de candidatures suit de très près le taux de

Graphique III
Niveau de diplôme des salariés de 25 à 30 ans

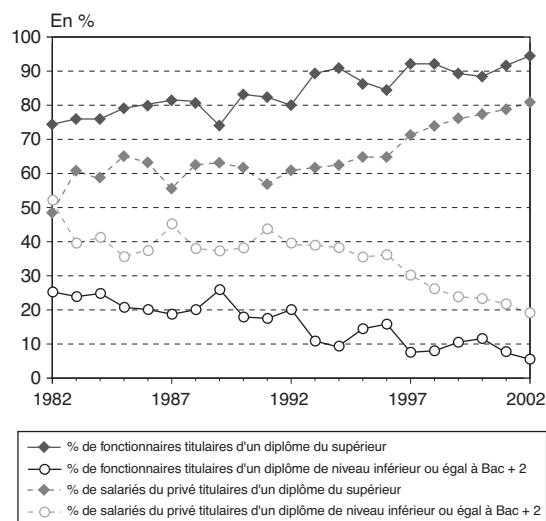
A - Tous salariés confondus



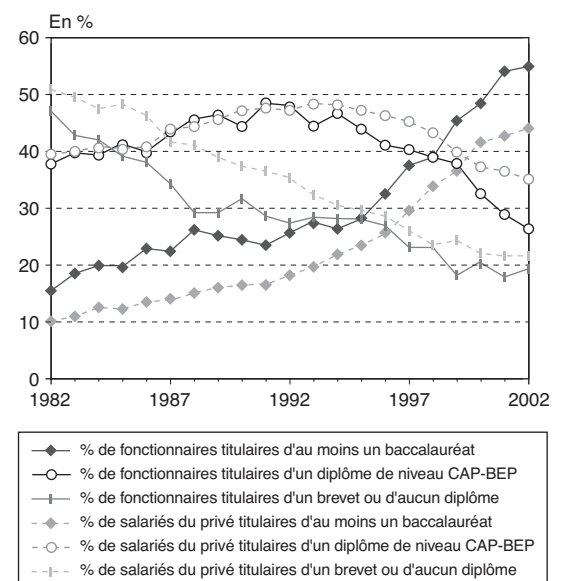
C - Professions intermédiaires des secteurs privé et public (catégorie B, y compris instituteurs et professeurs des écoles)



B - Cadres des secteurs privé et public (catégorie A sauf instituteurs et professeurs des écoles)



D - Employés et ouvriers des secteurs privé et public (catégorie C)



Lecture : le total pour chaque secteur vaut 100 %.

Champ : le secteur public est ici défini comme l'ensemble des fonctionnaires titulaires travaillant au sein des administrations nationales, des collectivités locales, des hôpitaux publics et des HLM. Le secteur privé rassemble les salariés en contrat à durée déterminée ou indéterminée.

Source : Enquêtes Emploi, Insee.

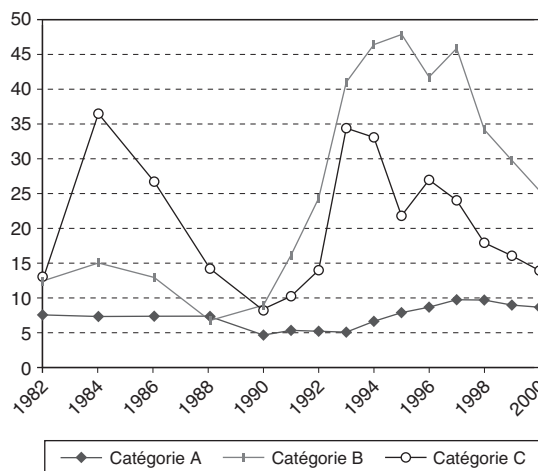
chômage des jeunes, il semble ne s'adapter au différentiel de salaire public/privé qu'avec un décalage d'une ou deux années.

Afin de corroborer ces premières analyses, on dispose d'un fichier (source : DGAFP) qui concerne les concours les plus pérennes depuis 1980. Ces séries (8) représentent un peu moins de la moitié des postes offerts chaque année dans la fonction publique d'État (c'est-à-dire hors fonction publique territoriale et hospita-

lière). Pour chaque concours, figurent les nombres de postes offerts, de candidatures, de présents et d'admis, ainsi que le taux de candidature défini comme le rapport du nombre d'inscrits au nombre de postes offerts. Ces données sont désagrégées par sexe. Pour la plupart des concours étudiés, les séries couvrent les années de 1980 à 2000. Pour les autres, ces séries s'interrompent en 1994 (cf. annexe 1).

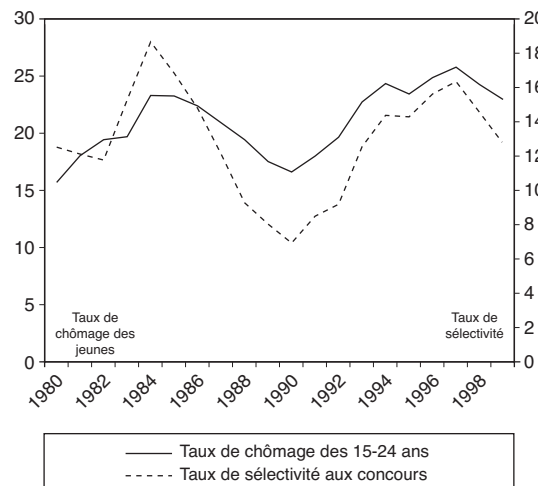
Ces données permettent d'estimer un modèle économétrique simple qui relie l'excès de candidatures aux principaux déterminants macroéconomiques, tels que le taux de chômage (par âge et par sexe) ou la différence du niveau général des salaires entre secteur public et secteur privé (par âge, sexe et catégorie socioprofessionnelle, CS). L'excès de candidatures est défini comme le logarithme du rapport du nombre de candidatures au nombre de places offertes. L'analyse statistique est donc ici menée à un niveau agrégé. En particulier, les effets du diplôme sur les candidatures et les admissions ne peuvent pas être appréhendés. L'origine géographique des candidats n'est en outre pas connue.

Graphique IV
Rapport du nombre de candidats présents au nombre d'admis (ensemble des concours externes de catégorie A, B, ou C de la fonction publique d'État)



Source : Direction générale de l'administration et de la fonction publique (DGAFP).

Graphique V
Taux de chômage des 15-24 ans et taux de sélectivité aux concours externes de la fonction publique

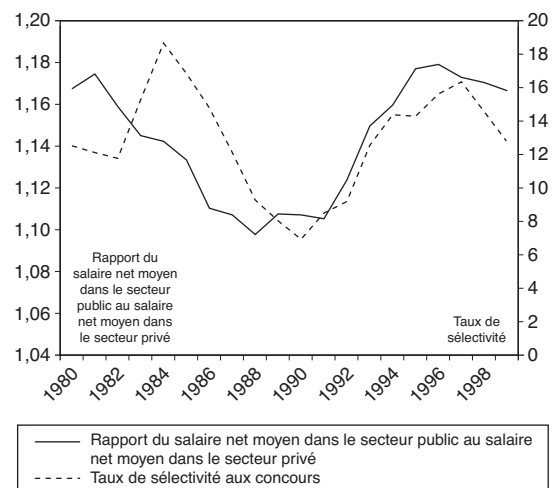


Lecture : le taux de sélectivité (échelle de droite) est défini comme le rapport du nombre de présents au nombre d'admis. Le taux de chômage des jeunes de 15 à 24 ans (échelle de gauche) est donné en %.

Sources : Insee et DGAFP.

8. Ces séries sont de fait les seules facilement disponibles.

Graphique VI
Rapport du salaire net moyen dans le secteur public au salaire net moyen dans le secteur privé, et taux de sélectivité aux concours externes de la fonction publique



Lecture : le taux de sélectivité (échelle de droite) est défini comme le rapport du nombre de présents au nombre d'admis. Le ratio de salaire ici représenté (échelle de gauche) est issu de L'évolution des salaires jusqu'en 2000, Synthèses n° 68, 2003, publié par l'Insee. Il s'agit du rapport entre le salaire net moyen dans la fonction publique d'État, hors la Poste et France Télécom, calculé à partir des fichiers de paie des agents de l'État, et le salaire net moyen dans le secteur privé et semi-public, calculé à partir des Déclarations annuelles de données sociales (DADS).

Sources : Insee et DGAFP.

Le taux de chômage annuel des jeunes (définis ici comme âgés de 20 à 29 ans) est calculé à partir des enquêtes sur l'emploi de l'Insee. Pour les concours de niveau A, on considère dans le calcul de ce taux les seuls titulaires d'un diplôme de niveau supérieur à la licence. Pour les concours de niveau B, le taux de chômage correspondant est celui des titulaires d'un diplôme au moins égal au baccalauréat. Enfin, pour les concours de niveau C, on retient le taux de chômage des jeunes de 20-29 ans tous niveaux confondus. Ces taux de chômage sont également calculés par sexe.

Les niveaux de salaire des jeunes de 20 à 29 ans sont obtenus à partir des Déclarations annuelles de données sociales (DADS) pour le secteur privé, et des publications de l'Insee pour le secteur public. Ces séries, désagrégées par sexe, sont calculées pour chaque catégorie socioprofessionnelle sur le champ des salariés à temps plein. Le différentiel de salaire est alors le rapport du salaire moyen de la CS à laquelle est rattaché le corps, au salaire moyen de la CS regroupant les professions proches du corps considéré (cf. tableaux A et B en annexe 1). Ainsi, par exemple, on suppose que les « cadres de la fonction publique » (CS = 33) auraient gagné dans le secteur privé le salaire moyen des « cadres administratifs et commerciaux d'entreprise » (CS = 37). Cette hypothèse est discutable mais semble la meilleure compte tenu des séries disponibles.

Pour chaque concours, on estime l'élasticité de l'excès de candidatures au taux de chômage et au différentiel de salaire public-privé en régressant le logarithme du rapport du nombre de candidatures au nombre de places offertes une année donnée, sur le logarithme du taux de chômage des moins de 29 ans, tel que défini plus haut (9), et le logarithme du rapport des salaires moyens dans les deux secteurs l'année précédente. On contrôle par ailleurs la variabilité due au nombre de sortants du système éducatif, en introduisant son logarithme dans les variables explicatives (source : ministère de l'Éducation nationale, DEP). L'estimation est réalisée séparément pour les femmes et pour les hommes à l'aide des statistiques désagrégées sur les candidatures et les séries de différentiels de salaire et de taux de chômage des 20-29 ans pour chaque sexe.

On utilise la technique des régressions empilées (*Seemingly Unrelated Regressions*) en estimant simultanément les élasticités des concours de même catégorie. Cet exercice est essentielle-

ment descriptif et la longueur relativement faible de la période étudiée (1980-2000) ne permet pas de corriger les effets de la cointégration entre les séries, ni d'essayer de tenir compte du caractère potentiellement endogène du taux de chômage voire du niveau des salaires dans le secteur privé (10).

L'observation pour différents concours de l'élasticité du taux de candidature au taux de chômage (cf. tableau 1) montre que, quel que soit le niveau du concours (A, B ou C), le nombre de candidatures à la plupart des concours étudiés est significativement influencé par le taux de chômage, confirmant en cela les résultats trouvés par Krueger (1988a) pour les États-Unis, ainsi que les résultats préliminaires de Fougère et Pouget (2001). Par ailleurs, pour les concours de niveau A, la relation entre l'excès de candidatures et la mesure du différentiel de salaire est également positive (cf. tableau 2). Les résultats sont moins significatifs pour les concours de niveaux B et C : néanmoins, cela ne permet pas de tirer de conclusions définitives dans la mesure où le différentiel de salaire n'est observé que de manière relativement agrégée.

Les coefficients associés au taux de chômage sont toujours positifs, à l'exception des candidatures féminines aux concours de professeur agrégé, de professeur certifié et d'inspecteur des douanes. Très souvent, ces estimations sont statistiquement significatives. Cela signifie en premier lieu que l'excès relatif de candidatures aux concours ici examinés est une fonction croissante du taux de chômage des moins de 29 ans. Une élasticité par exemple égale à 1,71 dans le cas des inspecteurs du travail signifie que lorsque le taux de chômage augmente de 1 %, le rapport du nombre de candidatures au nombre de postes offerts à ce concours augmente de 1,71 %. À l'exception de quelques concours dont notamment ceux de professeurs, l'élasticité au taux de chômage est toujours supérieure dans le cas des femmes (le nombre de candidatures féminines réagit davantage au taux de chômage). Ce constat est valable pour les trois catégories de concours.

9. Un exercice complémentaire consiste à régresser sur la valeur du taux de chômage de l'année passée (ou des deux années précédentes). Pour l'essentiel, les résultats sont similaires.

10. Algan, Cahuc et Zylberberg (2002) ont montré que l'emploi public est susceptible de faire augmenter le chômage par des effets d'éviction. Holmlund et Linden (1993) ont quant à eux mis en évidence le fait que les emplois publics temporaires créés pour les jeunes pouvaient accroître la pression salariale dans le secteur privé.

Tableau 1
Élasticité du taux de candidature au taux de chômage des jeunes

Corps	Cat.	Ensemble		Hommes		Femmes	
		Élast.	Écart-type	Élast.	Écart-type	Élast.	Écart-type
Surveillants d'administration pénitentiaire	C	3,74	0,98	2,24	0,77	7,03	1,18
Agents de constatation des impôts	C	2,44	1,24	1,86	0,88	3,58	1,75
Gardien de la paix	C	1,82	0,72	1,08	0,48	4,10	1,41
Agents recouvrement du Trésor	C	1,35	0,84	1,09	0,60	2,18	1,17
Techniciens d'agriculture	B	1,89	0,85	1,41	0,58	2,26	1,11
Techniciens de la météorologie	B	2,16	1,10	2,04	0,76	1,61	1,31
Contrôleur du Trésor	B	2,06	0,90	1,73	0,62	1,73	1,13
Contrôleur de l'Insee	B	1,54	0,64	1,09	0,48	1,63	0,74
Géomètres du cadastre	B	2,71	0,67	2,19	0,44	2,57	0,92
Greffiers des services judiciaires	B	1,76	0,89	1,71	0,82	1,76	0,96
<i>Secrétaires adm. services ext. de l'agriculture</i>	<i>B</i>	<i>2,83</i>	<i>1,28</i>	<i>2,17</i>	<i>0,89</i>	<i>2,90</i>	<i>1,65</i>
<i>Techniciens vétérinaires</i>	<i>B</i>	<i>2,56</i>	<i>0,97</i>	<i>1,66</i>	<i>0,75</i>	<i>2,85</i>	<i>1,18</i>
<i>Contrôleur des impôts</i>	<i>B</i>	<i>2,47</i>	<i>1,10</i>	<i>2,04</i>	<i>0,61</i>	<i>2,08</i>	<i>1,55</i>
<i>Techniciens des travaux publics de l'État</i>	<i>B</i>	<i>3,27</i>	<i>0,98</i>	<i>2,21</i>	<i>0,62</i>	<i>3,93</i>	<i>1,40</i>
<i>Lieutenant de police</i>	<i>B</i>	<i>2,00</i>	<i>0,93</i>	<i>1,29</i>	<i>0,64</i>	<i>2,34</i>	<i>1,14</i>
<i>Officiers de paix – Compagnies urbaines de sécurité</i>	<i>B</i>	<i>2,11</i>	<i>1,58</i>	<i>0,95</i>	<i>1,22</i>	-	-
Inspection du travail	A	1,71	0,57	0,78	0,33	0,87	0,61
Ingénieurs des travaux publics de l'État	A	1,56	0,33	0,71	0,24	1,07	0,32
Personnel de catégorie A du Trésor	A	1,50	0,40	0,97	0,20	0,45	0,47
Ingénieurs des travaux de la météorologie	A	1,29	0,63	0,50	0,36	1,20	0,58
Secrétaires adjoints des affaires étrangères	A	0,90	0,54	0,53	0,29	0,16	0,54
Attachés de l'Insee	A	0,88	0,40	0,30	0,24	0,64	0,39
Commissaires de police	A	0,69	0,25	0,50	0,10	0,11	0,31
Personnel de catégorie A des douanes	A	0,53	0,61	0,71	0,31	- 0,47	0,54
Professeurs certifiés	A	0,22	0,66	0,42	0,38	- 0,15	0,58
Professeurs agrégés	A	0,14	0,38	0,30	0,20	- 0,36	0,38

Lecture : les paramètres sont estimés en effectuant la régression du logarithme népérien du taux de candidature sur le logarithme népérien du taux de chômage des jeunes, en contrôlant par le logarithme népérien du nombre de sortants du système éducatif. Les variables sont précisément définies dans l'annexe 1.

Champ : la période d'étude est 1980-2000 ou 1980-1994 pour les lignes en italique.

Sources : calculs des auteurs à partir de données issues de la DGAFP et de l'Insee.

Tableau 2
Élasticité du taux de candidature au différentiel de salaire entre les secteurs public et privé pour des concours de catégorie A (période étudiée : 1980-2000)

Corps	Ensemble		Hommes		Femmes	
	Élast.	Écart-type	Élast.	Écart-type	Élast.	Écart-type
Professeurs certifiés	6,45	0,84	6,85	0,96	3,84	0,73
Professeurs agrégés	4,31	0,58	2,72	0,87	2,48	0,57
Secrétaires adjoints des affaires étrangères	3,92	1,15	3,54	1,16	2,82	0,67
Personnel de catégorie A du Trésor	2,16	0,71	2,96	0,83	1,02	0,57
Personnel de catégorie A des douanes	1,43	0,63	1,00	0,75	0,75	0,66
Inspection du travail	1,43	0,84	1,91	0,77	0,52	0,83
Attachés de l'Insee	0,78	0,77	0,95	0,74	0,51	0,59
Ingénieurs des travaux publics de l'État	0,72	0,61	0,93	0,72	0,68	0,38
Commissaires de police	0,64	0,40	0,40	0,39	0,25	0,39
Ingénieurs des travaux de la météorologie	- 1,71	0,96	- 1,44	1,00	- 0,96	0,74

Lecture : les paramètres sont estimés en effectuant la régression du logarithme népérien du taux de candidature sur le logarithme népérien du différentiel de salaire, en contrôlant par le logarithme népérien du nombre de sortants du système éducatif. Les variables sont précisément définies dans l'annexe 1.

Sources : calculs des auteurs à partir de données issues de la DGAFP et de l'Insee.

Toutefois, l'évolution du chômage n'affecte pas de la même manière les flux de candidatures aux concours, comme l'illustrent les estimations des élasticités au taux de chômage des nombres de candidatures excédentaires aux concours des trois niveaux observés sur toute la période (cf. tableau 1). D'une manière générale, les concours les plus sensibles au taux de chômage tel qu'il est ici mesuré sont les concours de niveaux B et C. Pour les concours de niveau A, les élasticités sont en général plus faibles et certaines ne sont pas significatives. Les concours dont les flux de candidatures sont les plus sensibles au taux de chômage – en fait, pour lesquels le nombre de candidatures excédentaires augmente le plus lorsque le taux de chômage des jeunes diplômés augmente (et inversement, baisse le plus lorsque ce taux diminue, comme c'est le cas depuis 1997) – sont les concours d'inspecteur du travail et d'ingénieur TPE au niveau A, de géomètre du cadastre et de technicien TPE au niveau B, et de surveillant d'administration pénitentiaire et d'agent de constatation des impôts au niveau C. Au niveau A, les moins sensibles à la conjoncture du marché du travail sont les concours de professeurs certifiés et agrégés. Néanmoins, Fougère, Lixi et Pouget (2004) montrent qu'une analyse plus précise, menée en distinguant les différentes disciplines des concours du Capes et de l'agrégation et en contrôlant par le nombre d'étudiants titulaires d'une licence, met davantage en évidence l'élasticité positive des taux de candidature au taux de chômage.

Tel qu'il est mesuré – c'est-à-dire de manière relativement agrégée –, le différentiel d'évolution des salaires de début de carrière entre les secteurs public et privé n'a d'effet significatif que pour les candidatures à certains concours de niveau A. Lorsqu'il est statistiquement significatif, cet effet est de signe positif et en général plus élevé pour les hommes. Au niveau A, les concours pour lesquels l'excès du nombre de candidatures est le plus sensible au différentiel d'évolution de salaire entre les deux secteurs, sont, par ordre décroissant, les professeurs certifiés, les professeurs agrégés, les secrétaires adjoints des affaires étrangères et les personnels de catégorie A du Trésor, puis des douanes. Seuls deux concours de niveau B sont sensibles à cette mesure de l'écart des évolutions salariales : le concours de technicien TPE, ainsi que celui de géomètre du cadastre. Enfin, l'écart d'évolution salariale n'a aucune influence significative sur les candidatures aux concours de niveau C pour lesquels les données sont disponibles.

Cette analyse reste toutefois très exploratoire et nécessite des investigations complémentaires afin de tenir compte des effets de structure liés à l'évolution des poids respectifs des différentes catégories d'agents. Au-delà des évolutions du taux de chômage et de l'écart de salaire, d'autres facteurs sont susceptibles d'affecter le nombre des candidatures. On peut penser aux conditions de travail, aux niveaux des primes, des avantages sociaux, etc. De tels facteurs sont malgré tout difficilement mesurables dans le cadre d'une approche agrégée.

Un modèle microéconométrique simple de choix de secteur

Les séries macroéconomiques étudiées précédemment résultent de l'agrégation de comportements individuels. Les conclusions qu'on en tire sont donc de nature essentiellement descriptive ; les corrélations mises à jour permettent de formuler un certain nombre d'hypothèses quant aux motivations économiques des personnes qui décident de se porter candidates à l'entrée dans la fonction publique. Néanmoins, seule une analyse menée sur des données individuelles permet de tenir un discours en termes de causalité. Le modèle que l'on se propose d'estimer tente de répondre à cette question.

La consultation de la littérature économique internationale en la matière permet de dégager deux pistes de modélisation. En premier lieu, les modèles dits de « files d'attente » estiment séparément la probabilité d'être candidat et celle d'être admis. Ce type de modélisation rend bien compte du processus particulier permettant d'intégrer le secteur public mais ne permet pas d'étudier de manière satisfaisante les déterminants salariaux du choix de se porter candidat. Inversement, de nombreux travaux ont examiné les différences salariales entre les deux secteurs public et privé. L'exercice consiste essentiellement à corriger les divers biais de sélection en considérant comme endogènes le choix du secteur, mais aussi d'autres variables comme le niveau d'éducation : on trouvera dans Dustmann et Van Soest (1998) un bon exemple de modélisation de ce type. Ces travaux sont très satisfaisants sur le plan statistique mais ne proposent pas véritablement une modélisation économique du choix de se porter candidat à l'entrée dans la fonction publique.

Un modèle structurel estimé à partir des données individuelles de l'Enquête Emploi

On se propose donc d'estimer un modèle structurel dans lequel les individus choisissent ou non de se porter candidat en comparant les espérances d'utilité associées aux modalités de ce choix (cf. encadré). Ces espérances dépendent essentiellement de la probabilité de chômage de chaque individu ainsi que du différentiel de salaire potentiel public/privé en début de carrière. On se place dans un cadre simplifié en ne considérant que les individus qui souhaitent participer au marché du travail et en négligeant les aspects intertemporels (11). En contrepartie de

ces hypothèses, le modèle proposé présente l'avantage de pouvoir être estimé à partir de données individuelles, en pratique celles fournies par les enquêtes sur l'emploi de l'Insee. Il permet également de mettre en évidence les principaux mécanismes de présentation à un concours de la fonction publique.

11. Un des principaux objectifs est à terme d'estimer un modèle intertemporel de choix de secteur d'activité. En ce domaine, les références existantes dans la littérature internationale (par exemple, Keane et Wolpin, 1997) mettent toutes l'accent sur la disponibilité de données de panel retraçant des carrières individuelles complètes ou quasi complètes. Pour ce qui est des carrières dans le secteur public en France, de tels ensembles de données ne sont pas encore disponibles. Les panels des enquêtes sur l'emploi, qui permettent d'observer au mieux seulement trois années de vie active, sont de ce point de vue très insuffisants.

Encadré

LE MODÈLE MICROÉCONOMÉTRIQUE DE CHOIX DE SECTEUR

Dans tout ce qui suit, on note :

- h la probabilité de succès au concours,
- c le coût (supposé positif) de préparation du concours, qui représente des coûts monétaires directs mais aussi une désutilité liée à l'effort de préparation,
- q la probabilité de chômage pour un employé du secteur privé,
- W_1 le montant du salaire dans le secteur public,
- W_0 le montant du salaire dans le secteur privé,
- et B l'allocation chômage, supposée être de la forme $B = \alpha W_0$ où α ($0 < \alpha < 1$) est le ratio de remplacement moyen.

La modélisation des choix

L'espérance d'utilité associée au choix de passer un concours de la fonction publique est donnée par :

$$U_1 = h \cdot \ln W_1 + (1 - h) \cdot [q \ln B + (1 - q) \ln W_0] - c$$

En effet, la probabilité de chômage des individus entrés dans le secteur public en tant que titulaires peut être considérée comme nulle.

Parallèlement, l'espérance d'utilité associée au choix de ne pas passer un concours d'entrée dans le secteur public vaut :

$$U_0 = q \cdot \ln B + (1 - q) \cdot \ln W_0$$

ce qui peut également s'écrire :

$$U_0 = \ln W_0 + q \ln \alpha$$

L'individu compare les espérances d'utilité U_0 et U_1 et décide de passer un concours si $U_1 > U_0$, c'est-à-dire si :

$$\ln W_1 - \ln W_0 > q \ln \alpha + (c / h)$$

Si le logarithme du salaire dans le secteur public $\ln W_1$ suit une loi de fonction de répartition F_1 , alors la probabilité P_1 de choisir de passer un concours d'entrée dans la fonction publique est donnée par :

$$P_1 = \Pr[\ln W_1 > \ln W_0 + q \ln \alpha + (c / h)] \\ = 1 - F_1(\ln W_0 + q \ln \alpha + (c / h))$$

On vérifie aisément que cette probabilité croît avec la probabilité de chômage et avec la probabilité de succès au concours, et décroît avec le niveau des salaires dans le secteur privé, avec le ratio de remplacement et avec le coût de préparation du concours. Dans les enquêtes utilisées, aucune information ne permet d'identifier non paramétriquement le coût d'entrée c . Les tentatives pour l'estimer sous la forme d'une fonction paramétrique positive, dépendante de variables explicatives telles que l'origine sociale ou la composition familiale, sont restées infructueuses. Dans la suite, on supposera donc que ce coût est nul (1), ce qui a pour conséquence de surestimer la probabilité de se porter candidat au concours d'entrée dans la fonction publique.

La spécification économétrique

La spécification économétrique du modèle repose sur un formalisme simple. On suppose que les grandeurs h , q , W_1 et W_0 dépendent d'un certain nombre de caractéristiques observables et inobservables. En premier lieu, la réussite au concours est représentée par une variable indicatrice R , qui prend la valeur 1 si l'individu a réussi le concours d'entrée et la valeur 0 sinon. Cette variable est supposée être déterminée par un indice latent R^* lui-même linéairement dépendant d'un



1. Lorsque le coût de préparation au concours est nul, alors dans le modèle la probabilité de candidature ne dépend plus de la probabilité de succès au concours.

Dans le modèle théorique, l'espérance d'utilité U_1 associée au choix de passer un concours de la fonction publique dépend de la probabilité de succès notée h : avec une probabilité h , l'individu se voit attribuer un salaire dans la fonction publique noté W_1 ; tandis qu'avec une probabilité $(1 - h)$, son utilité est la même que celle associée au choix de ne pas passer un concours d'entrée dans la fonction publique. Cette dernière utilité notée U_0 dépend de la probabilité individuelle de chômage notée q : l'individu se

voit attribuer dans le secteur privé un salaire noté W_0 avec une probabilité $(1 - q)$; tandis qu'avec une probabilité q il ne bénéficie que des allocations de chômage (cf. schéma). L'individu choisit d'être candidat à un concours de la fonction publique si l'utilité espérée associée est supérieure à celle correspondant à une carrière dans le secteur privé. Dans le cas contraire, il préfère ne pas être candidat et postuler à un emploi du secteur privé.

Encadré (suite)

vecteur de variables explicatives Z_0 et d'un résidu v_0 , sous la forme :

$$R^* = Z_0\gamma_0 + v_0$$

où γ_0 est un vecteur de paramètres inconnu. Dans ce cadre et si l'on considère que le résidu v_0 suit une loi normale centrée réduite dont on note ϕ la fonction de répartition, la probabilité h de réussite au concours dépend de Z_0 et γ_0 sous la forme :

$$h = \phi(Z_0\gamma_0)$$

De même, l'accès à l'emploi pour un individu non fonctionnaire est représenté par une variable indicatrice E qui vaut 1 si l'individu est salarié (du secteur privé) et 0 s'il est chômeur. L'indice latent correspondant, noté E^* , dépend lui-même d'un vecteur de variables explicatives Z_1 et d'un résidu v_1 :

$$E^* = Z_1\gamma_1 + v_1$$

où γ_1 est le vecteur de paramètres associé à Z_1 . En faisant la même hypothèse stochastique que précédemment, la probabilité q d'être dans une situation de chômage dès lors que l'on n'est pas fonctionnaire est alors donnée par :

$$q = \phi(-Z_1\gamma_1)$$

Enfin, le salaire perçu est représenté par deux variables aléatoires distinctes, notées W_1 et W_0 selon que l'individu est fonctionnaire ou salarié du secteur privé. Chacune de ces deux variables, ou plus exactement son logarithme, est supposée être engendrée par un modèle de régression linéaire sous la forme :

$$\ln W_0 = X_0\beta_0 + u_0$$

$$\ln W_1 = X_1\beta_1 + u_1$$

où X_1 et X_0 (dans tout ce qui suit on considérera que $X_0 = X_1 = X$) sont des vecteurs de variables explicatives *a priori* différents de Z_1 et Z_0 , β_1 et β_0 sont des vecteurs de paramètres, et u_1 et u_0 sont des résidus centrés. Avec ces notations, un individu choisit de passer un concours (ce qui sera noté $C = 1$) si :

$$u_1 - u_0 > X(\beta_0 - \beta_1) + \phi(-Z_1\gamma_1)\ln\alpha$$

Les résidus v_0 , v_1 , u_0 , et u_1 sont supposés suivre une loi normale de moyenne 0 et de matrice de variances et covariances Σ , soit :

$$\begin{pmatrix} v_0 \\ v_1 \\ u_0 \\ u_1 \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & \sigma_1\rho_4 \\ 0 & 1 & \sigma_0\rho_3 & 0 \\ 0 & \sigma_0\rho_3 & \sigma_0^2 & 0 \\ \sigma_1\rho_4 & 0 & 0 & \sigma_1^2 \end{pmatrix} \right)$$

On impose la nullité de certaines corrélations afin de faciliter l'estimation du modèle, qui est notamment rendue difficile par le fait que les données utilisées ne fournissent pas d'informations sur la décision de se porter candidat (sauf bien entendu pour les individus qui sont fonctionnaires, dont on sait avec certitude qu'ils ont été candidats et ont réussi le concours). On est contraint de faire ces restrictions à la suite des difficultés rencontrées dans l'estimation de modèles plus généraux dans lesquels toutes ou certaines des corrélations ici annulées étaient supposées différentes de zéro. Il en a été ainsi, par exemple, pour le modèle dans lequel les résidus des équations de réussite au concours et les résidus de l'équation d'embauche potentielle dans le secteur privé peuvent être corrélés. Ceci est regrettable, car cette corrélation est susceptible de fournir une information intéressante pour l'ensemble du modèle. Il en est de même pour la corrélation entre le résidu de l'équation d'emploi dans le secteur privé et celui de l'équation de salaire dans le secteur public, ou encore pour la corrélation entre le résidu de l'équation de réussite au concours d'entrée dans le secteur public et celui de l'équation de salaire dans le secteur privé.

Le modèle qui est représenté par la matrice de variances et covariances donnée ci-dessus est le seul qui a pu être estimé pour chacune des treize années observées (1990-2002). Dans ce modèle donc, seules peuvent être différentes de zéro la corrélation entre le résidu de l'équation d'emploi dans le secteur privé et celui de l'équation de salaire dans ce même secteur, et la corrélation entre le résidu de l'équation de réussite au concours d'entrée dans le secteur public et celui de l'équation de salaire dans ce même secteur. Les paramètres β_0 , β_1 , γ_0 , γ_1 , et Σ sont estimés par la technique du maximum de vraisemblance. Les expressions des différents types de contributions à la vraisemblance sont données dans l'annexe 2 dans le cas général d'une matrice de variances-covariances non contrainte.

Ce modèle a malgré tout plusieurs limites :

- il ne prend pas en compte les facteurs non monétaires dont on sait qu'ils sont potentiellement importants quant au choix d'une carrière dans le secteur public ;
- l'utilité des agents exclut toute considération en termes de coût de l'effort (qui pourrait s'exprimer de manière intertemporelle) ; or on peut penser que l'intégration de la fonction publique nécessite un effort plus élevé, au moins lors de la préparation du concours ;
- le comportement de l'offreur de travail pourrait être étendu au choix entre participation (chômage inclus) et non-participation au marché du travail ; on pourrait en effet considérer le cas où un individu arbitre initialement entre des revenus d'activité et des revenus de transferts ; un tel « surmodèle », qui ajouterait une branche à l'arbre de décision représenté par le schéma, serait plus difficile à estimer que le modèle présent, qui a déjà le mérite d'introduire un degré supplémentaire de réalisme dans la présentation habituelle du choix entre public et privé ;
- le modèle ignore également le travail à temps partiel ; sa prise en compte est, on le sait, chose difficile (12) ; elle conduirait vraisemblablement à l'écriture et à l'estimation d'un « surmodèle » plus complexe encore que celui associé au traitement de la non-participation. La possibilité d'un travail à temps partiel, qui n'est pas associé dans le secteur public comme il l'est dans le secteur privé au risque de perte d'emploi et de précarité, peut représenter pour certaines catégories de salariés un avantage associé à un emploi dans la fonction publique. De ce fait, sa prise en compte dans le modèle pourrait avoir pour conséquence d'accroître la « prime salariale » offerte par le secteur public. Ceci reste toutefois une conjecture que seule une ana-

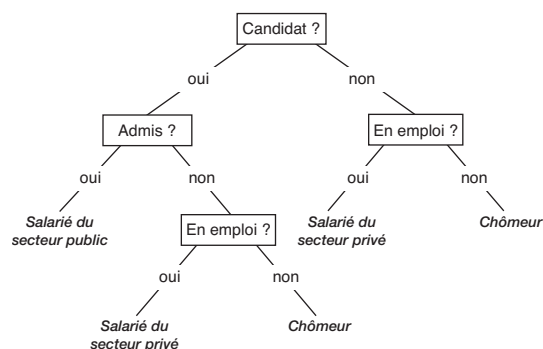
lyse économétrique plus aboutie peut permettre de valider.

La spécification économétrique du modèle repose sur un formalisme simple. On suppose que les grandeurs h , q , W_1 et W_0 dépendent d'un certain nombre de caractéristiques observables (telles que le sexe, l'âge, le niveau d'éducation, la localisation géographique ou encore la situation familiale) et inobservables. Quatre équations doivent donc être estimées simultanément : une équation de réussite au concours, une équation d'accès à l'emploi dans le secteur privé, et deux équations de salaire (une pour le secteur public, une pour le secteur privé). Les résidus de ces quatre équations sont supposés suivre une loi normale centrée dont la matrice de variances-covariances est donnée dans l'encadré. Le modèle est estimé par la technique du maximum de vraisemblance à l'aide du logiciel *Gauss*.

La modélisation proposée classe la population active en cinq catégories (cf. schéma) : les fonctionnaires, les chômeurs ayant eu intérêt à se porter candidat mais qui en ce cas auraient échoué au concours, les salariés du secteur privé qui se sont portés vainement candidats et ceux qui ne l'ont pas fait. Les expressions des différents types de contributions à la vraisemblance sont données dans l'annexe 2 dans le cas général d'une matrice de variances-covariances non contrainte.

Ce modèle de choix est estimé en coupe, chaque année entre 1990 et 2002, à partir des enquêtes sur l'emploi de l'Insee. Ces enquêtes ne contiennent pas d'information facilement utilisable sur la propension à se porter candidat à un concours de la fonction publique (13). La modélisation proposée pallie cette insuffisance :

Schéma
La séquence des décisions individuelles



12. Pour s'en convaincre, le lecteur pourra consulter l'article de Laroque et Salanié (2002) qui aborde le problème du travail à temps partiel dans le cadre d'un modèle économétrique rigoureux, mais qui toutefois n'intègre pas, en raison de sa déjà grande complexité, le problème du choix du secteur d'activité.

13. On n'utilise pas ici les panels sur trois ans de l'Enquête Emploi parce que les effectifs déjà assez faibles en auraient été réduits (en raison de l'attrition). Par ailleurs, il existe dans l'Enquête Emploi une question relative aux concours passés (question B10 : « depuis un mois avez-vous passé un concours de recrutement ? »), mais celle-ci n'est posée qu'aux seules personnes sans emploi. En outre, sa formulation ne permet pas d'affirmer avec certitude qu'il s'agit des concours de la fonction publique (certaines grandes entreprises, notamment les banques, peuvent recruter sur concours). À aucun moment dans cet exercice microéconométrique, ni lors de la sélection des échantillons, ni pendant la procédure d'estimation, on n'utilise une information (de toute façon manquante ou au moins très incomplète) sur le fait que les individus ont passé ou souhaitent passer un concours de la fonction publique.

l'estimation simultanée des quatre équations permet d'identifier non pas les candidats au sens strict du terme, mais les individus qui ont intérêt à se placer dans la « file d'attente » de l'emploi public, compte tenu de leur probabilité de chômage et du différentiel de salaire potentiel de début de carrière entre les deux secteurs. À partir de trois catégories discernables, les fonctionnaires titulaires, les salariés du privé et les chômeurs, le modèle génère les cinq catégories décrites plus haut. En contrepartie, on ne peut identifier clairement que les paramètres σ_0 , σ_1 , ρ_3 et ρ_4 de la matrice de variances-covariances (cf. encadré). Dans ce cadre, chaque année de 1990 à 2002, on restreint le champ de l'analyse aux jeunes dont l'âge est compris entre 25 et 30 ans, considérant qu'il s'agit là des âges auxquels le processus d'entrée dans la vie active se termine.

On limite par ailleurs l'échantillon aux individus de nationalité française, dans la mesure où l'entrée dans la fonction publique est subordonnée à cette condition de nationalité (14). On conserve dans le champ à la fois les individus qui sont fonctionnaires titulaires à temps plein de l'État, des hôpitaux, ou des collectivités territoriales, les salariés à temps plein du secteur privé (sur CDI ou sur CDD), et les chômeurs. De ce fait, on exclut de l'échantillon les salariés de la Sécurité sociale, ceux des entreprises publiques et nationales, les contractuels et les emplois précaires de la fonction publique, les travailleurs à temps partiel, les intérimaires, les stagiaires, les travailleurs indépendants, et les inactifs. Chaque année, l'échantillon comprend environ 7 500 observations, dont à peu près 12 % sont fonctionnaires titulaires et 20 % sont chômeurs (le tableau 3 présente quelques statistiques descriptives sur l'échantillon de l'année 2002).

Les résultats présentés ici ont été obtenus avec un taux de remplacement des allocations de chômage par rapport au salaire constant et égal à 70 %, ce qui semble une hypothèse raisonnable d'après les travaux portant sur ce thème (Laffargue et Thibault, 2000). Des estimations réalisées avec un ratio différent (50 %, 35 % ou même 10 %) ne changent pas fondamentalement les conclusions qui suivent. L'annexe 3 présente pour l'année 2000 les estimations des paramètres du modèle, le calcul des probabilités d'être dans la « file d'attente » de l'emploi public, et celui des différentiels de salaire public/privé en début de carrière pour quatre valeurs du ratio de remplacement.

L'accès au secteur public est essentiellement déterminé par le niveau de formation

Les estimations sont présentées pour les années 1990, 1995 et 2000 (cf. tableau 4). À ces trois années correspondent des phases conjoncturelles assez différentes : reprise et haut de cycle en 1990 et 2000, creux de cycle pour 1995. Pour autant, les déterminants de l'accès à l'emploi et ceux des salaires varient peu au cours de la période étudiée.

L'impact du niveau de diplôme sur la probabilité d'être admis dans la fonction publique dès lors qu'on est candidat apparaît très élevé et plus important que son impact sur l'accès à l'emploi dans le secteur privé. On apporte ainsi une preuve empirique de la différence des modes d'accès à l'emploi dans les deux secteurs, l'accès au secteur public étant essentiellement déterminé par le niveau de formation. Ce résultat va dans le même sens que l'hypothèse émise par Dustmann et Van Soest (1998) selon laquelle les choix de formation des individus sont en partie motivés par le souhait d'intégrer la fonction publique. L'influence du sexe diffère également entre les deux secteurs : si les femmes ont une probabilité sensiblement égale à celle des hommes d'être admises dans la fonction publique, leurs chances d'accéder à un emploi dans le secteur privé apparaissent largement inférieures à celles des hommes. Par ailleurs, le fait d'avoir un père salarié du secteur public accroît les chances d'accès à l'emploi public de manière significative (15).

Les déterminants des salaires diffèrent également entre les deux secteurs, les salaires du privé étant largement plus variables que ceux du public qui sont fixés de manière centralisée (16). Les inégalités salariales entre les hommes et les femmes apparaissent ainsi largement plus importantes dans le secteur privé, de même que les différences entre l'Île-de-France et les autres régions de France métropolitaine. Enfin, les rendements salariaux de l'éducation sont relativement faibles dans le secteur public et beaucoup plus élevés dans le secteur privé.

14. Néanmoins, de plus en plus de corps de fonctionnaires sont accessibles aux ressortissants de l'Union européenne.

15. Cette variable, qui est introduite dans l'équation de réussite au concours, mais pas dans les autres équations du modèle, joue le rôle d'instrument. C'est donc elle qui garantit l'identification non paramétrique du modèle.

16. Ce résultat confirme des résultats obtenus antérieurement, par exemple par Fournier (2001).

La variance des résidus des équations de salaire est plus importante dans le secteur privé. La corrélation entre le résidu de l'équation *probit* d'admission dans la fonction publique et les déterminants non observés des salaires dans ce même secteur (ρ_4) n'est pas significative : toutes choses observables égales par ailleurs, les individus qui ont le plus de chances d'être admis ne sont pas forcément ceux qui ont dans ce secteur les salaires les plus élevés. On retrouve ainsi empiriquement le fait que les salaires dans le secteur public sont fixés de manière centralisée et dépendent peu de facteurs individuels ici non observés, tels que la productivité ou l'effort

individuel des salariés. À l'inverse, la corrélation entre le résidu d'accès à l'emploi dans le secteur privé et le résidu de l'équation de salaire dans ce secteur (ρ_3) est significativement positive, de l'ordre de 0,8. Autrement dit, le niveau des salaires dans ce secteur est déterminé en partie par des caractéristiques non observées liées à celles qui déterminent l'accès à l'emploi.

La fonction publique est attractive

À partir de ces estimations, un exercice simple consiste à calculer pour chaque année la probabilité de se trouver dans la « file d'attente » de

Tableau 3
Statistiques descriptives sur l'échantillon extrait de l'Enquête sur l'Emploi de 2002

En %

Proportions d'individus avec les caractéristiques suivantes	Secteur public (711 observations)	Secteur privé (4 682 observations)	Chômeurs (1 089 observations)	Échantillon complet (6 482 observations)
Variables démographiques				
25-27 ans	36,7	44,4	51,5	44,8
28-30 ans	63,3	55,6	48,5	55,2
Hommes	42,6	62,3	49,2	57,9
Femmes	57,4	37,7	50,8	42,1
Célibataire	22,8	20,4	16,4	20,0
Famille monoparentale	2,7	3,7	12,7	5,1
Couple sans enfants	38,1	34,2	20,8	32,4
Couple avec enfants	36,4	41,6	50,0	42,5
Niveau d'éducation				
Diplôme supérieur	38,4	16,3	15,2	18,5
Baccalauréat + 2 ans	21,1	23,7	11,8	21,4
Baccalauréat (niveau)	19,4	21,2	17,0	20,3
CAP, BEP	13,4	25,1	22,3	23,3
BEPC seul, CEP ou aucun diplôme	7,7	13,6	33,8	16,4
Statut des parents				
Père fonctionnaire	28,7	16,5	15,6	17,7
Région de résidence				
Paris	22,4	18,5	15,2	18,4
Île-de-France	24,8	20,4	20,0	20,8
Nord	6,0	5,9	9,7	6,6
Est	10,1	12,2	10,7	11,7
Ouest	9,8	15,4	13,4	14,5
Sud-Ouest	8,9	9,3	9,5	9,3
Centre	7,6	10,8	9,2	10,2
Sud-Est	10,4	7,4	12,3	8,6
Salaires mensuels (en francs de 2002)				
Salaire dans le secteur public		-	-	-
Moyenne	9 562,0	-	-	-
Écart-type	2 301,1			
Salaire dans le secteur privé			-	-
Moyenne		8 537,2	-	-
Écart-type	-	2 827,3		

Champ : salariés à temps plein du secteur privé en CDD ou CDI, salariés titulaires à temps plein de la fonction publique, et chômeurs de 25 à 30 ans.

Source : Enquête Emploi, 2002, Insee.

Tableau 4
Estimations simultanées pour les années 1990, 1995 et 2000

	1990		1995		2000	
	Coef.	Écart-type	Coef.	Écart-type	Coef.	Écart-type
Constante : sélectionné dans la file d'attente	- 1,213	0,071	- 1,462	0,067	- 1,858	0,084
Âge 28-30 ans	0,322	0,046	0,226	0,042	0,308	0,050
Femme	- 0,117	0,047	0,139	0,044	0,094	0,050
Famille monoparentale	- 0,476	0,107	- 0,505	0,105	- 0,344	0,112
Couple sans enfants	- 0,242	0,068	0,013	0,060	- 0,038	0,060
Couple avec enfants	- 0,209	0,061	- 0,236	0,057	- 0,097	0,060
Supérieur	1,248	0,108	0,727	0,076	1,279	0,086
Bac + 2	1,209	0,087	0,540	0,068	0,545	0,084
Bac	0,694	0,072	0,407	0,068	0,399	0,083
CAP-BEP	0,253	0,055	0,149	0,056	0,306	0,081
Père fonctionnaire	0,475	0,056	0,449	0,049	0,442	0,053
Constante : accès à l'emploi (secteur privé)	0,582	0,070	0,539	0,071	0,223	0,080
Âge 28-30 ans	0,159	0,034	0,215	0,032	0,153	0,036
Femme	- 0,549	0,035	- 0,537	0,033	- 0,498	0,037
Famille monoparentale	- 0,163	0,058	- 0,375	0,059	- 0,519	0,064
Couple sans enfants	0,080	0,053	0,121	0,050	0,229	0,051
Couple avec enfants	- 0,017	0,046	- 0,083	0,044	- 0,050	0,045
Supérieur	0,632	0,070	0,177	0,056	0,555	0,061
Bac + 2	0,743	0,069	0,639	0,053	0,790	0,058
Bac	0,543	0,056	0,442	0,053	0,517	0,056
CAP-BEP	0,322	0,041	0,408	0,041	0,470	0,052
Île-de-France	0,395	0,065	0,153	0,064	0,384	0,074
Bassin parisien	0,096	0,061	- 0,040	0,061	0,221	0,070
Est	0,073	0,082	0,178	0,072	0,295	0,081
Ouest	0,081	0,066	0,050	0,066	0,332	0,076
Sud-Ouest	0,119	0,068	- 0,027	0,068	0,262	0,076
Centre-Est	0,067	0,070	- 0,049	0,068	0,161	0,078
Méditerranée	- 0,129	0,064	- 0,285	0,066	0,082	0,075
Constante : salaire dans le secteur privé	8,510	0,009	8,573	0,010	8,639	0,011
Âge 28-30 ans	0,066	0,007	0,110	0,007	0,075	0,007
Femme	- 0,208	0,008	- 0,184	0,007	- 0,162	0,007
Supérieur	0,521	0,014	0,443	0,012	0,452	0,012
Bac + 2	0,360	0,013	0,346	0,011	0,312	0,012
Bac	0,217	0,012	0,208	0,011	0,157	0,012
CAP-BEP	0,088	0,009	0,106	0,009	0,101	0,012
Île-de-France	0,193	0,009	0,163	0,008	0,155	0,008
Constante : salaire dans le secteur public	8,770	0,061	8,846	0,063	9,175	0,101
Âge 28-30 ans	0,030	0,015	0,030	0,013	0,022	0,021
Femme	- 0,043	0,013	- 0,066	0,013	- 0,025	0,017
Supérieur	0,158	0,039	0,266	0,028	0,048	0,052
Bac + 2	0,057	0,037	0,192	0,026	0,042	0,035
Bac	- 0,014	0,026	0,051	0,025	- 0,094	0,033
CAP-BEP	- 0,069	0,018	0,001	0,019	- 0,159	0,031
Île-de-France	0,040	0,013	0,028	0,014	0,030	0,017
σ_0	0,292	0,003	0,264	0,003	0,250	0,003
σ_1	0,178	0,007	0,176	0,004	0,200	0,016
ρ_3	0,881	0,008	0,731	0,020	0,732	0,024
ρ_4	- 0,212	0,187	0,053	0,185	- 0,425	0,193
Nombre d'observations	7 649		8 458		7 043	
Logarithme de la fonction de vraisemblance	- 5 410,9		- 6 132,4		- 4 469,6	

Lecture : la situation de référence est celle d'un homme célibataire âgé de 25 à 27 ans, de niveau BEPC ou sans diplôme, dont le père n'est pas fonctionnaire et vivant dans la région Nord-Pas-de-Calais.

Champ : salariés à temps plein du secteur privé en CDD ou CDI, salariés titulaires à temps plein de la fonction publique, et chômeurs de 25 à 30 ans ; le modèle est estimé avec un taux de remplacement égal à 70 %.

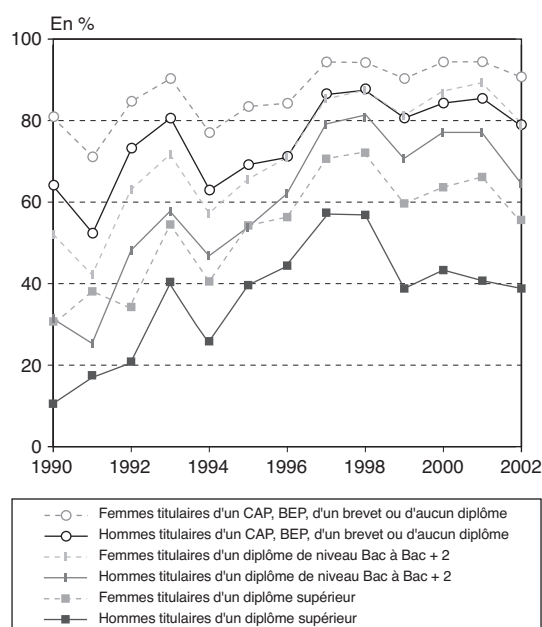
Source : calculs des auteurs à partir des Enquêtes Emploi, 1990, 1995 et 2000, Insee.

l'emploi public, pour différentes catégories de la population. La « file d'attente » est définie ici comme l'ensemble des personnes potentiellement intéressées par la fonction publique. Cet intérêt se quantifie par le différentiel de salaire et le risque de chômage. À la différence d'autres situations, la règle du « premier venu, premier servi » ne s'applique pas dans cette file d'attente. L'ordre d'arrivée dans la file d'attente n'importe guère du fait du recrutement par concours (17). La probabilité d'être dans la file d'attente est bien sûr de 1 pour les fonctionnaires titulaires, et elle reste très élevée, supérieure à 90 %, pour les chômeurs. C'est en calculant cette probabilité pour les salariés du secteur privé qu'on peut obtenir un bon indicateur de l'attractivité de l'emploi public.

La probabilité d'être potentiellement intéressé par le secteur public est ainsi estimée pour chaque sexe et chaque niveau de diplôme (cf. graphique VII). D'une manière générale, le niveau de ces probabilités est assez élevé : elles sont toutes supérieures à 50 %, sauf dans le cas des diplômés du supérieur. Cet ordre de grandeur corrobore les résultats de certaines enquêtes d'opinion qui mettent la fonction publique au premier rang des secteurs attractifs pour les

jeunes (18). Ceci est aussi à relier à l'importance des taux de candidature observés au niveau agrégé dans la première partie. De toute évidence, les « files d'attente » pour l'emploi public sont potentiellement très longues. Leur longueur est ici toutefois surestimée dans la mesure où l'on n'introduit pas de coût associé au fait de se porter candidat (cela dit, on peut se demander si ce coût est plus élevé que celui associé aux démarches nécessaires à l'obtention d'un emploi dans le secteur privé). Les probabilités calculées sont variables suivant les groupes d'individus : compte tenu du différentiel de salaire potentiel en début de carrière et de la probabilité de chômage, ce sont les femmes les moins diplômées qui ont le plus d'intérêt à se porter candidates à l'entrée dans la fonction publique, et les hommes les plus diplômés qui en ont le moins. D'une manière générale, à niveau de diplôme donné, les femmes forment toujours des files d'attente potentielles plus longues que les hommes. Ces probabilités présentent également des évolutions assez différenciées en fonction du niveau de diplôme : si elles sont constamment très élevées pour les moins diplômés, elles semblent, en revanche, suivre le cycle macroéconomique pour les diplômés du supérieur. Il est toutefois difficile de comparer ce résultat à ceux de l'analyse agrégée. Tout d'abord parce que l'analyse agrégée distingue les flux de candidatures aux concours de catégories A, B et C sans tenir compte des niveaux de formation des candidats (par exemple, un candidat à un concours de niveau B peut être seulement titulaire du baccalauréat, ou titulaire d'un Deug). À l'inverse, l'analyse sur données individuelles isole les niveaux d'éducation, mais pas la catégorie statutaire de l'emploi détenu (par exemple, un diplômé du supérieur peut occuper un emploi de catégorie A ou B, le modèle ne distinguant pas ces deux situations).

Graphique VII
Évolution des probabilités d'être potentiellement dans la « file d'attente » de l'emploi public par sexe et niveau de diplôme, pour les salariés du secteur privé



Champ : salariés de 25 à 30 ans à temps plein du secteur privé en CDD ou CDI.
Source : calcul des auteurs, à partir des Enquêtes Emploi de l'Insee.

Le choix du secteur public est en partie motivé par un avantage salarial relatif en début de carrière

Le niveau et l'évolution de l'attractivité de l'emploi public sont déterminés en partie par les

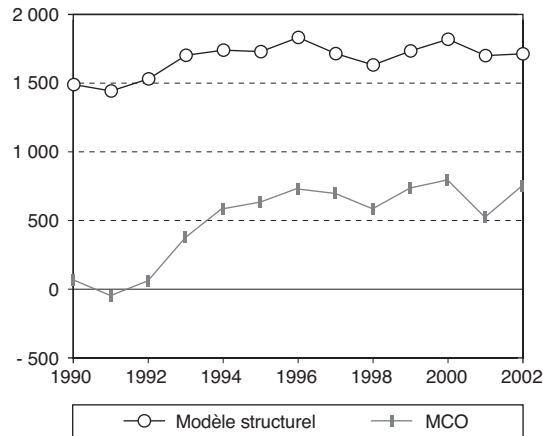
17. On trouve ainsi que la proportion de diplômés du supérieur s'est nettement accrue parmi les personnes ayant intégré la fonction publique depuis 1980. Les diplômes universitaires constituent donc un moyen de gagner des places dans la file d'attente.

18. Selon Jean Darriulat (*Le Parisien*, 21 mai 2003), « Les jeunes rêvent d'être... fonctionnaires ». Un sondage réalisé auprès des jeunes de 15 à 25 ans sur leur perception du monde de l'entreprise montre en effet que « s'ils avaient le choix de travailler dans un secteur », c'est à 77 % pour la fonction publique qu'ils opteraient.

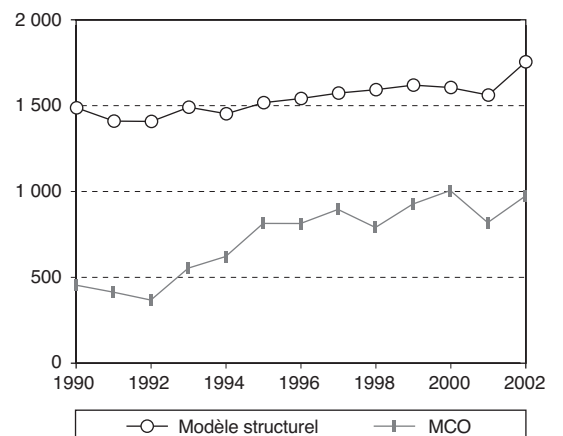
Graphique VIII

Écarts de salaires mensuels entre les secteurs public et privé pour les jeunes de 25 à 30 ans (en francs de 1990)

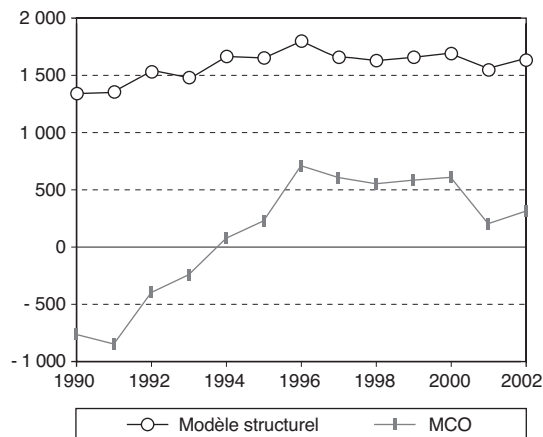
A - Hommes fonctionnaires, titulaires d'un CAP, BEP, d'un brevet ou d'aucun diplôme



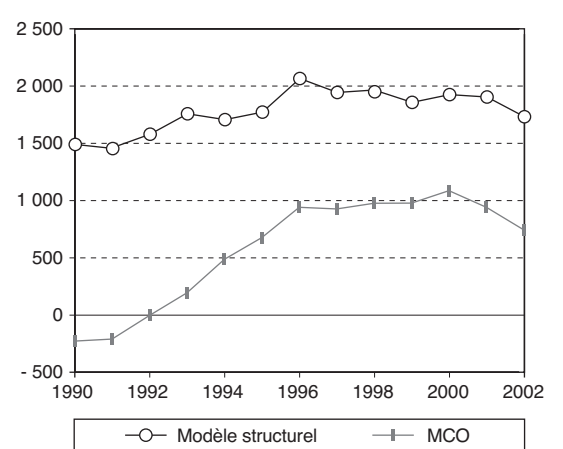
B - Femmes fonctionnaires, titulaires d'un CAP, BEP, d'un brevet ou d'aucun diplôme



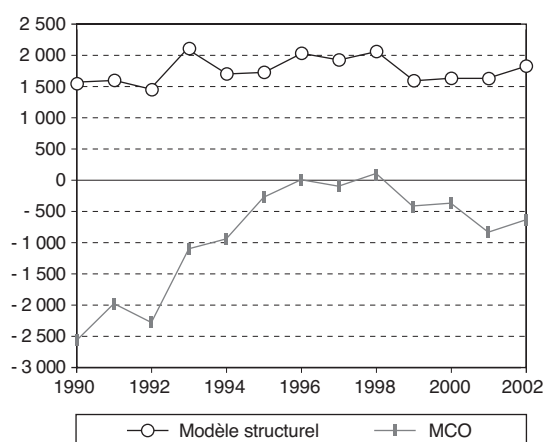
C - Hommes fonctionnaires, titulaires d'un diplôme de niveau Bac à Bac + 2



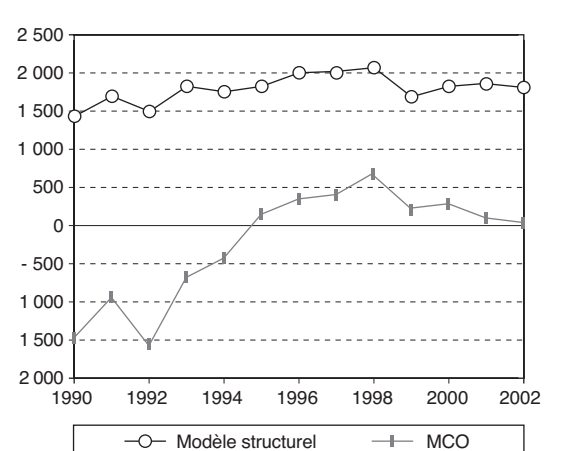
D - Femmes fonctionnaires, titulaires d'un diplôme de niveau Bac à Bac + 2



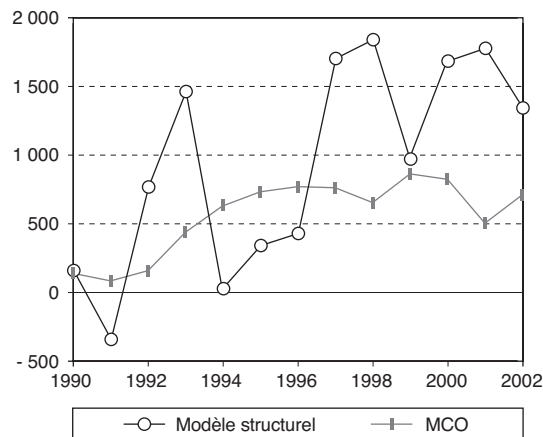
E - Hommes fonctionnaires, titulaires d'un diplôme supérieur



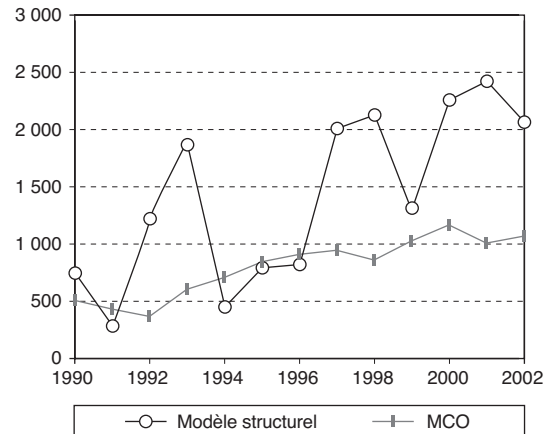
F - Femmes fonctionnaires, titulaires d'un diplôme supérieur



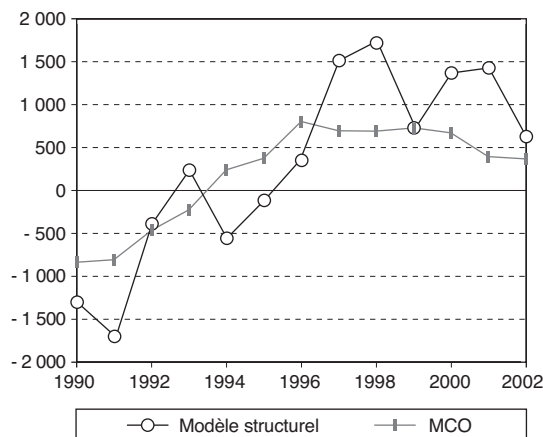
G - Hommes salariés du secteur privé titulaires d'un CAP, BEP, d'un brevet ou d'aucun diplôme



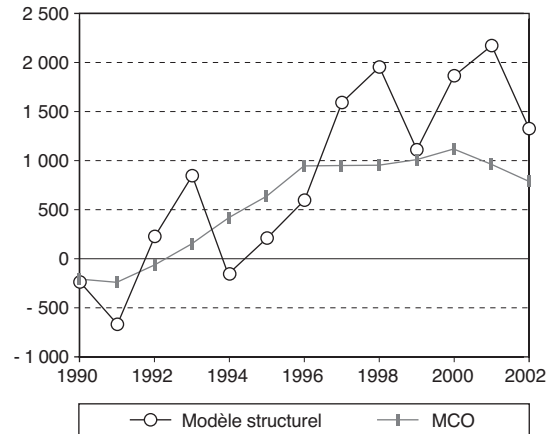
H - Femmes salariées du secteur privé, titulaires d'un CAP, BEP, d'un brevet ou d'aucun diplôme



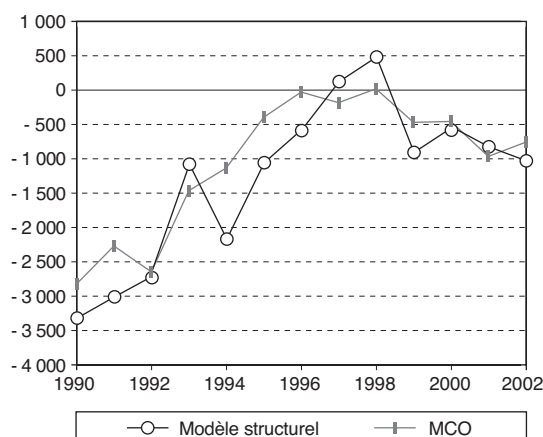
I - Hommes salariés du secteur privé, titulaires d'un diplôme de niveau Bac à Bac + 2



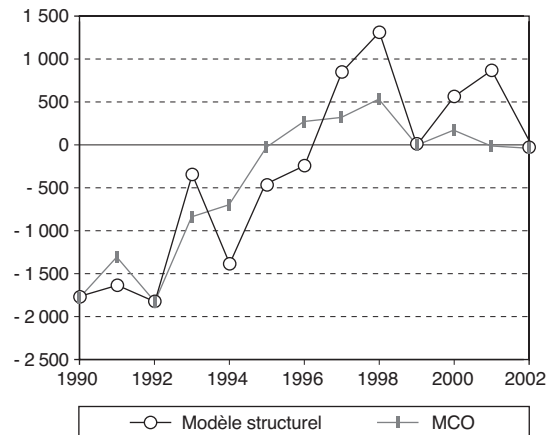
J - Femmes salariées du secteur privé, titulaires d'un diplôme de niveau Bac à Bac + 2



K - Hommes salariés du secteur privé, titulaires d'un diplôme supérieur



L - Femmes salariées du secteur privé, titulaires d'un diplôme supérieur



Lecture : les écarts de salaires mensuels sont exprimés en francs de 1990. En 1990, selon le modèle structurel présenté dans l'encadré, un homme fonctionnaire titulaire d'un CAP, d'un BEP, d'un brevet ou d'aucun diplôme (graphique VIII-A) perçoit en moyenne un salaire mensuel de 1 487 francs supérieur au salaire qu'il percevrait dans le secteur privé. Une estimation par moindres carrés ordinaires n'évalue cet écart qu'à 55 francs. La même année, selon le modèle structurel, un homme salarié du secteur privé titulaire d'un diplôme supérieur (graphique VIII-K) aurait perçu dans le secteur public un salaire mensuel en moyenne de 3 326 francs inférieur à celui qu'il percevrait dans le secteur privé. Une estimation par moindres carrés ordinaires évalue cet écart à 2 830 francs.

Champ : salariés de 25 à 30 ans à temps plein du secteur privé en CDD ou CDI, salariés de 25 à 30 ans titulaires à temps plein de la fonction publique.

Source : calcul des auteurs à partir des Enquêtes Emploi de l'Insee.

différentiels de salaire de début de carrière entre les deux secteurs. Ces différentiels sont calculés par sexe et niveau de diplôme, conditionnellement au choix de secteur (cf. graphique VIII). Ces grandeurs (19) ont été déterminées à partir des résultats des estimations décrites précédemment, à l'aide d'une adaptation de l'algorithme de simulation GHK (Geweke, 1991; Keane, 1994; Hajivassiliou et Mac Fadden, 1998). Plus précisément, on estime par simulation

$$E(W_1 - W_0 \mid C = 1, R = 1)$$

pour les fonctionnaires, et

$$E(W_1 - W_0 \mid E = 1)$$

pour les salariés du secteur privé (W_1 étant le montant du salaire dans le secteur public, W_0 celui du secteur privé, R la variable indicatrice qui prend la valeur 1 en cas de réussite au concours d'entrée et la valeur 0 sinon, E la variable indicatrice qui vaut 1 pour un salarié non fonctionnaire et 0 s'il est chômeur – cf. encadré).

Ces estimations issues de simulations sont comparées aux différentiels de salaire obtenus plus simplement, mais sans correction du biais de sélection, par la méthode des moindres carrés ordinaires. La différence entre ces deux modes d'estimations met en évidence l'existence du phénomène de sélection. Il apparaît en effet que la méthode des moindres carrés ordinaires sous-estime le différentiel de salaire public/privé pour les individus qui ont choisi d'entrer dans la fonction publique et qui y ont effectivement réussi. Autrement dit, les salariés du secteur public ont, en raison de leurs caractéristiques et capacités non observées par l'économètre, davantage intérêt à entrer dans ce secteur que ne pourrait le laisser penser une estimation du différentiel de salaire ignorant le rôle de ces facteurs non observés et ne tenant compte que des variables classiques (âge, sexe, niveau d'éducation). Une comparaison fondée simplement sur les moindres carrés ordinaires ne permet pas d'identifier les personnes employées dans le secteur privé mais difficilement employables dans le secteur public, compte tenu de ses procédures de sélection par concours. Pour réaliser une comparaison idéale, il faudrait pouvoir exclure ces personnes du groupe de contrôle : sans aller jusque-là, le modèle de sélection s'approche de cet objectif puisque, de fait, il pondère plus faiblement cette dernière catégorie dans l'exercice de comparaison.

On remarquera (cf. graphique VIII) que pour les salariés du secteur privé, les deux méthodes économétriques (modèle de sélection et moindres carrés ordinaires) aboutissent la plupart du temps à des écarts de salaires public/privé beaucoup plus proches. Cette similitude peut s'expliquer par le fait que dans ce groupe de salariés, les différents effets de sélection se neutralisent : certains des salariés du privé ne se sont pas portés candidats parce que les salaires qu'ils peuvent obtenir du fait de leurs caractéristiques (observables et inobservables) dans le privé sont largement supérieurs ; d'autres à l'inverse, qui auraient pu être intéressés par le secteur public mais qui ne se sont finalement pas portés candidats ou ont échoué au concours, perçoivent des salaires plus bas dans le secteur privé.

Du point de vue du salaire de début de carrière, ce sont les peu diplômés qui ont le plus intérêt à entrer dans la fonction publique. Ils y sont en effet rémunérés davantage que leur salaire potentiel dans le secteur privé. Ce constat est d'ailleurs valable tant pour les individus fonctionnaires que pour les salariés du privé, qui auraient ainsi eu intérêt à travailler dans le secteur public. Ce différentiel de salaire est resté positif (et a même légèrement augmenté) pendant toute la période 1990-2002 : il semble que les moins diplômés du secteur privé n'aient pas (ou peu) bénéficié de la reprise économique des années 1997-2001.

À l'inverse, le différentiel de salaire des plus diplômés suit davantage le cycle économique. Il augmente de 1990 à 1997, avec la détérioration du marché du travail, puis diminue légèrement à partir de 1998, c'est-à-dire avec le retour d'opportunités intéressantes dans le secteur privé. Estimé par les moindres carrés ordinaires, ce différentiel est négatif tant pour les fonctionnaires que pour les salariés du secteur privé. Mais en prenant en compte le biais de sélection, il devient positif pour les fonctionnaires mais reste négatif pour les salariés du privé. Autrement dit, le choix du secteur public semble bien motivé en partie par un avantage salarial relatif en début de carrière (20).

19. On estime ici les espérances des salaires et non les espérances de leurs logarithmes. À cet effet, on introduit un facteur correctif en utilisant le fait qu'une variable log-normale x de densité

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma x}} e^{-1/2[(\ln x - \mu)/\sigma]^2} \text{ a pour espérance } E[x] = e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}.$$

20. L'analyse des écarts de salaires ne concerne dans cet article que le début de carrière. Les résultats présentés ne peuvent être extrapolés à la suite de la carrière.

Salaires relatifs en début de carrière ou risque de chômage : quel est le déterminant principal ?

Un exercice complémentaire consiste à identifier le déterminant principal de l'entrée dans la « file d'attente ». En d'autres termes, il s'agit de quantifier les rôles respectifs du risque de chômage et du différentiel de salaire de début de vie active dans ce choix. Un individu entre dans la file d'attente de l'emploi public si la condition suivante est vérifiée (cf. encadré) :

$$X_1\beta_1 + u_1 - (X_0\beta_0 + u_0) - \phi(-Z_1\gamma_1) \ln \alpha > 0$$

Afin de déterminer l'importance respective du différentiel de salaire potentiel et du risque de chômage dans cette décision :

1) on estime pour chaque individu la valeur absolue de la différence des logarithmes de ses salaires potentiels ou effectifs (selon le cas) dans les deux secteurs, puis on déduit la moyenne de ces écarts absolus dans la population ou par strate ; les résultats de cet exercice sont contenus dans le tableau 5 ;

2) on calcule ensuite les probabilités individuelles de chômage, dont les moyennes générales et par catégorie sont données dans le tableau 6 ;

3) on calcule enfin pour chaque individu la valeur absolue du rapport de ces deux grandeurs, la seconde étant préalablement multipliée par le logarithme du taux de remplacement, rapport dont l'expression est donnée par la formule suivante :

$$\left| \frac{X_1\beta_1 + u_1 - (X_0\beta_0 + u_0)}{-\phi(-Z_1\gamma_1) \ln \alpha} \right|$$

Les moyennes de ces rapports pour la population dans son ensemble et pour chaque sexe et chaque niveau d'éducation sont reportées dans le tableau 7. Si ce rapport est égal à 2 par exemple, cela signifie que le différentiel de salaire est deux fois plus important que le risque de chômage dans la décision de se porter candidat.

De façon à rendre compte de l'influence du contexte conjoncturel, ces estimations sont réalisées pour deux années très différentes, l'année 1995 caractérisée par un creux conjoncturel et un fort chômage, et l'année 2000 qui se situe au contraire dans une période de forte croissance et de baisse significative du taux de chômage. En

outre, on fait varier dans cet exercice la valeur du taux de remplacement des allocations de chômage par rapport au salaire. Plus précisément, celui-ci est fixé successivement à 70 %, 50 % et 35 %. Bien évidemment, le modèle complet est totalement ré-estimé pour les nouvelles valeurs de ce taux (50 % et 35 %).

Cet exercice livre plusieurs enseignements :

1) les moyennes des valeurs absolues des différentiels des logarithmes de salaires ainsi que celles des probabilités individuelles de chômage dépendent peu du niveau du taux de remplacement ;

2) il n'en est évidemment pas de même pour la valeur absolue moyenne du rapport défini ci-dessus, qui décroît fortement (en $1/\ln \alpha$) avec la valeur du taux de remplacement. Le risque de chômage influence relativement plus la décision de se porter candidat quand il est associé à des allocations plus faibles ;

3) pour presque toutes les valeurs du taux de remplacement, le rapport estimé est supérieur à l'unité, ce qui implique que l'écart de salaire est plus déterminant que le risque de chômage. Il l'est en particulier beaucoup plus pour les hommes que pour les femmes, quel que soit le niveau de formation. Ce résultat corrobore celui obtenu à partir des séries agrégées examinées dans la première partie de l'article ;

4) enfin, ce rapport est plus faible en 1995 qu'en 2000, ce qui signifie que le risque de chômage détermine davantage le souhait d'entrer dans le secteur public quand la conjoncture est mauvaise.

Les concours de la fonction publique sélectionnent les meilleurs candidats

Alors que les salaires du secteur public sont fixés au terme de négociations centralisées entre l'État employeur et les fonctionnaires, les salaires dans le secteur privé comportent une plus grande composante individuelle. Aussi, le salaire potentiel dans le secteur privé peut être considéré comme une mesure indirecte de la productivité des individus. On peut alors se demander dans quelle mesure le concours d'entrée dans la fonction publique sélectionne effectivement parmi les candidats des individus dont le salaire potentiel dans le secteur privé est en moyenne plus élevé que celui de ceux qui ont échoué au concours. La modélisation utilisée ici permet de répondre à cette question, en comparant les salaires potentiels de début de carrière

qu'auraient perçus les fonctionnaires dans le secteur privé s'ils en avaient fait le choix, aux salaires effectivement perçus par les salariés du privé potentiellement candidats aux concours de la fonction publique.

Ces densités conditionnelles de salaire sont présentées pour les années 1990, 1995 et 2000 (cf. graphique IX). Les salaires potentiels ont été générés par simulation (algorithme *GHK*), puis les densités correspondantes ont été esti-

Tableau 5
Moyenne de l'écart entre les logarithmes des salaires public et privé, par sexe et niveau de diplôme (en valeur absolue)

Selon l'année et le ratio de remplacement

	Année 1995			Année 2000		
	70 %	50 %	35 %	70 %	50 %	35 %
Hommes titulaires d'un BEP, CAP, d'un brevet, ou d'aucun diplôme	0,201	0,203	0,207	0,322	0,317	0,313
Femmes titulaires d'un BEP, CAP, d'un brevet, ou d'aucun diplôme	0,248	0,250	0,252	0,431	0,422	0,416
Hommes titulaires d'un diplôme de niveau Bac à Bac + 2	0,201	0,201	0,202	0,263	0,260	0,260
Femmes titulaires d'un diplôme de niveau Bac à Bac + 2	0,208	0,204	0,203	0,324	0,319	0,316
Hommes titulaires d'un diplôme du supérieur	0,191	0,187	0,181	0,208	0,202	0,199
Femmes titulaires d'un diplôme du supérieur	0,221	0,208	0,202	0,237	0,226	0,220
Ensemble	0,213	0,213	0,215	0,312	0,306	0,303

Champ : salariés à temps plein du secteur privé en CDD ou CDI, salariés titulaires à temps plein de la fonction publique, et chômeurs de 25 à 30 ans.
Source : calculs des auteurs à partir des Enquêtes Emploi, 1995 et 2000, Insee.

Tableau 6
Moyenne des probabilités de chômage estimées, par sexe et niveau de diplôme

Selon l'année et le ratio de remplacement

	Année 1995			Année 2000		
	70 %	50 %	35 %	70 %	50 %	35 %
Hommes titulaires d'un BEP, CAP, d'un brevet, ou d'aucun diplôme	0,204	0,203	0,203	0,220	0,220	0,220
Femmes titulaires d'un BEP, CAP, d'un brevet, ou d'aucun diplôme	0,388	0,384	0,382	0,400	0,396	0,394
Hommes titulaires d'un diplôme de niveau Bac à Bac + 2	0,122	0,121	0,120	0,119	0,119	0,119
Femmes titulaires d'un diplôme de niveau Bac à Bac + 2	0,260	0,256	0,252	0,232	0,229	0,227
Hommes titulaires d'un diplôme du supérieur	0,196	0,190	0,185	0,121	0,118	0,114
Femmes titulaires d'un diplôme du supérieur	0,371	0,360	0,350	0,247	0,240	0,231
Ensemble	0,252	0,250	0,247	0,225	0,223	0,221

Champ : salariés à temps plein du secteur privé en CDD ou CDI, salariés titulaires à temps plein de la fonction publique, et chômeurs de 25 à 30 ans.
Source : calcul des auteurs à partir des Enquêtes Emploi, 1995 et 2000, Insee.

Tableau 7
Moyenne du rapport entre la différence des logarithmes de salaires et le risque valorisé de chômage, par sexe et niveau de diplôme (en valeur absolue)

Selon l'année et le ratio de remplacement

	Année 1995			Année 2000		
	70 %	50 %	35 %	70 %	50 %	35 %
Hommes titulaires d'un BEP, CAP, d'un brevet, ou d'aucun diplôme	3,202	1,674	1,125	4,481	2,284	1,498
Femmes titulaires d'un BEP, CAP, d'un brevet, ou d'aucun diplôme	1,871	0,983	0,661	3,136	1,606	1,057
Hommes titulaires d'un diplôme de niveau Bac à Bac + 2	5,285	2,725	1,837	7,433	3,818	2,508
Femmes titulaires d'un diplôme de niveau Bac à Bac + 2	2,430	1,263	0,829	4,359	2,234	1,478
Hommes titulaires d'un diplôme du supérieur	3,108	1,599	1,061	5,496	2,868	1,944
Femmes titulaires d'un diplôme du supérieur	1,712	0,856	0,569	2,839	1,447	0,968
Ensemble	2,973	1,546	1,036	4,768	2,444	1,613

Champ : salariés à temps plein du secteur privé en CDD ou CDI, salariés titulaires à temps plein de la fonction publique, et chômeurs de 25 à 30 ans.
Source : calcul des auteurs à partir des Enquêtes Emploi, 1995 et 2000, Insee.

mées par la méthode non paramétrique du noyau (*bi-weight kernel*).

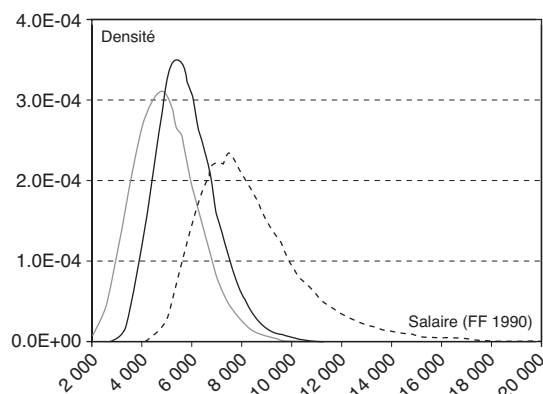
Les résultats sont similaires pour chaque année. Ils montrent en particulier que les concours de la fonction publique recrutent bien, parmi tous les candidats qui auraient obtenu par ailleurs un emploi dans le secteur privé, ceux dont le salaire potentiel dans ce secteur est le plus élevé. De ce point de vue, l'État n'a pas intérêt à diminuer la longueur de la file d'attente en la rendant moins incitative. *A priori*, l'allongement de la file d'attente ne présente pas pour lui d'inconvénients : une file d'attente plus longue lui permet de recruter de meilleurs éléments (21).

En analysant l'évolution des salaires potentiels moyens par sexe et niveau de diplôme (cf. graphique X), il semble que les femmes soient soumises, à l'entrée dans la fonction publique, à un processus plus sélectif que les

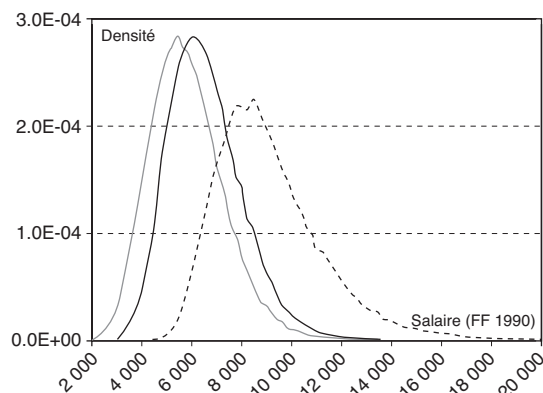
hommes : la réussite au concours paraît en effet traduire pour elles une différence de salaire privé potentiel plus importante que celle des hommes. De même, les individus moins diplômés semblent soumis à un processus plus sélectif que les plus diplômés. Cela dit, alors que les salaires potentiels dans le secteur privé des fonctionnaires très diplômés étaient semblables à ceux des salariés du privé potentiellement candidats dans la fonction publique au début des années 1990-1993, ils leur sont devenus supérieurs en 1994-1998 (c'est-à-dire pendant le creux conjoncturel), avant de leur redevenir équivalents à partir de 1999 (avec la reprise économique). Ceci tend à montrer que les concours sont plus sélectifs en période de mauvaise conjoncture économique, ou en d'autres termes, que leur principe permet à l'État de sélectionner au creux des cycles de meilleurs candidats que ceux qu'il admet lorsque la conjoncture est plus favorable. □

Graphique IX
Densité des possibilités de salaire mensuel dans le secteur privé, pour différents groupes de personnes

A - 1990

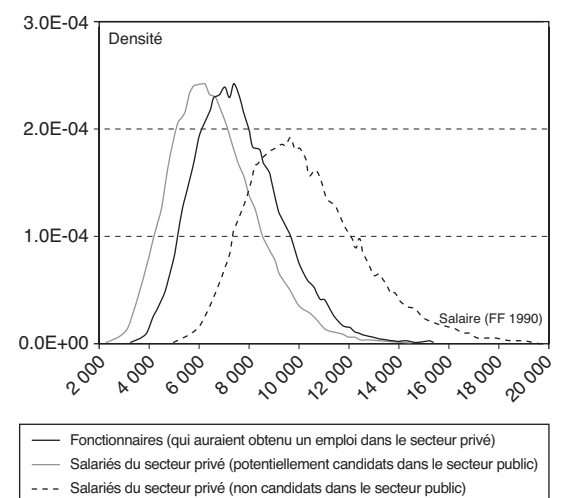


B - 1995



21. S'agissant de la qualité des fonctionnaires, le lecteur se souviendra peut-être de cette formule de Raymond Aron : « Des polytechniciens ou des inspecteurs des finances, on en trouvera toujours dont les talents sont incontestables. Ce qui est en question, ce n'est pas la réforme de la formation des fonctionnaires, mais la limitation des inconvénients qu'entraînent les fonctionnaires quand ils sont bons (et les fonctionnaires français sont toujours bons) » (Aron, 1997).

C - 2000

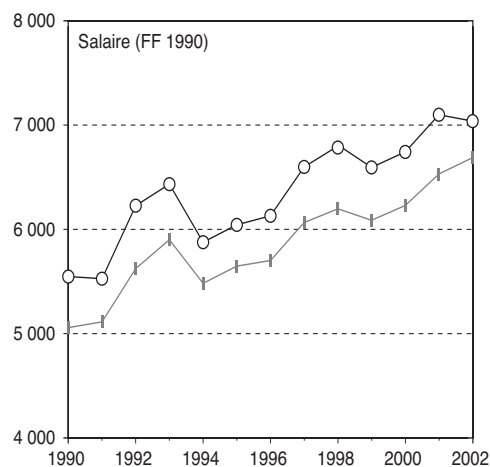


Lecture : les salaires mensuels sont exprimés en francs de 1990. Champ : salariés de 25 à 30 ans à temps plein du secteur privé en CDD ou CDI, salariés de 25 à 30 ans titulaires à temps plein de la fonction publique. Le fait pour un salarié du privé d'avoir été ou non potentiellement candidat à l'entrée dans la fonction publique, et le fait pour un fonctionnaire d'être ou non potentiellement employable dans le secteur privé, sont déterminés à partir des estimations du modèle structurel présenté dans l'encadré. Source : calcul des auteurs, à partir des Enquêtes Emploi de l'Insee.

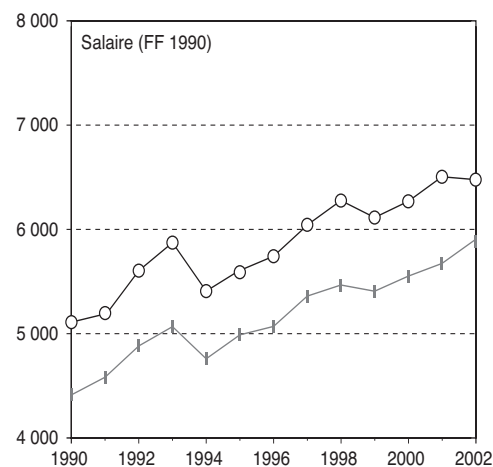
Graphique X

Évolutions des salaires mensuels potentiels dans le secteur privé

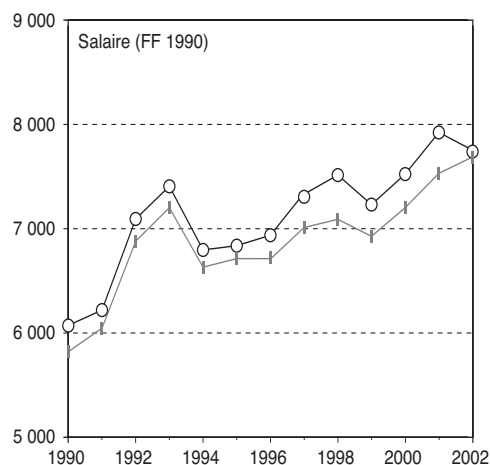
A - Hommes titulaires d'un CAP, BEP, d'un brevet ou d'aucun diplôme



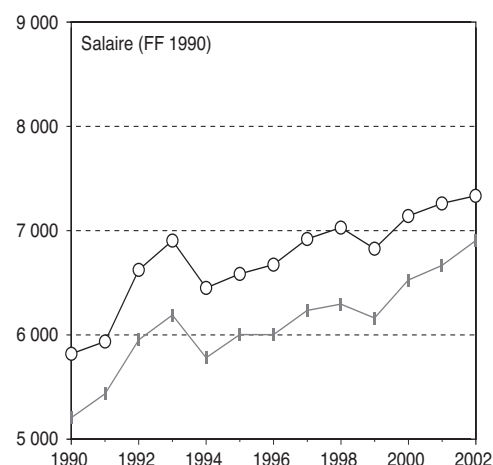
B - Femmes titulaires d'un CAP, BEP, d'un brevet ou d'aucun diplôme



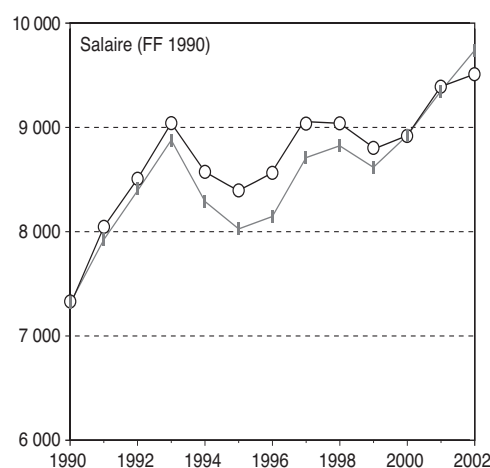
C - Hommes titulaires d'un diplôme de niveau Bac à Bac + 2



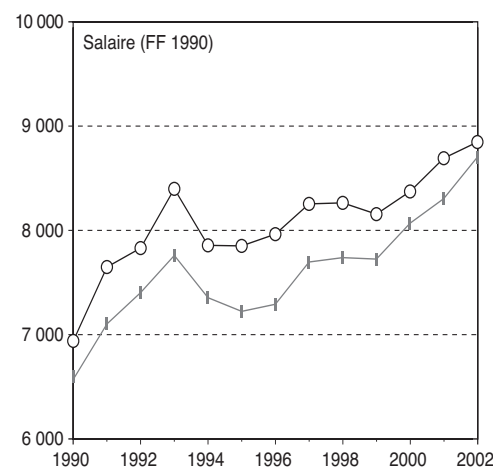
D - Femmes titulaires d'un diplôme de niveau Bac à Bac + 2



E - Hommes titulaires d'un diplôme de niveau supérieur



F - Femmes titulaires d'un diplôme de niveau supérieur



—○— Fonctionnaires qui auraient obtenu un emploi dans le secteur privé
—▲— Salariés du secteur privé potentiellement candidats dans le secteur public

Lecture : les salaires mensuels sont exprimés en francs de 1990.

Champ : salariés de 25 à 30 ans à temps plein du secteur privé en CDD ou CDI, salariés de 25 à 30 ans titulaires à temps plein de la fonction publique. Le fait pour un salarié du privé d'avoir été ou non potentiellement candidat à l'entrée dans la fonction publique, et le fait pour un fonctionnaire d'être ou non potentiellement employable dans le secteur privé sont déterminés à partir des estimations du modèle structurel présenté dans l'encadré.

Source : calcul des auteurs, à partir des Enquêtes Emploi de l'Insee.

Les auteurs remercient Sylvie Marchand, Catherine Zaidman et les services de la Direction générale de l'administration et de la fonction publique (DGAFP) qui ont fourni les données agrégées relatives aux concours de la fonction publique, ainsi que David LeBlanc, Laurent Gobillon, et les participants au Séminaire recherche de l'Insee, au séminaire de la Direction de l'Évaluation et de la Prospective (ministère de l'Éducation nationale), à la 6^e European Summer School in Labor Economics de l'IZA (Ammersee, Allemagne, avril 2003), à la 4^e International Public Economic Theory Conference (Duke University, USA, juin 2003) et au 18^e Congrès annuel de la European Economic Association (Stoc-kholm, août 2003) pour leurs remarques. Ils remercient également trois relecteurs de la revue qui, par leurs commentaires et suggestions, ont permis d'améliorer ce travail. Les erreurs qui subsiste-raient et les vues exprimées n'engagent que les auteurs.

BIBLIOGRAPHIE

- Algan Y., Cahuc P. et Zylberberg A. (2002)**, « Public Employment and Labour Market Performance », *Economic Policy*, vol. 34, pp. 9-65.
- Aron R. (1997)**, *Introduction à la philosophie politique. Démocratie et révolution*, Éditions de Fallois, Paris.
- Audier F. (2000)**, « La transmission du statut dans la fonction publique », *Économie et Statistique*, n° 337-338, pp. 121-133.
- Bellante D. et Link A.N. (1981)**, « Are Public Sector Workers More Risk Averse than Private Sector Workers? », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 34, pp. 408-412.
- Belman D. et Heywood J.S. (1989)**, « Government Wage Differentials: A Sample Selection Approach », *Applied Economics*, vol. 21, pp. 427-438.
- Borjas G. (2002)**, « The Wage Structure and the Sorting of Workers into the Public Sector », NBER Working Paper, n° 9313.
- Cappellari L. (2002)**, « Earnings Dynamics and Uncertainty in Italy: How do they Differ Between the Private and Public Sectors? », *Labour Economics*, vol. 9, pp. 477-496.
- De Singly F. et Thélot C. (1989)**, *Gens du public, gens du privé, la grande différence*, Dunod, Paris.
- Dustmann C. et Van Soest A. (1998)**, « Public and Private Sector Wages of Male Workers in Germany », *European Economic Review*, vol. 42, pp. 1417-1441.
- Ehrenberg R.G. et Schwartz J.L. (1986)**, « Public Sector Labor Markets », in *Handbook of Labor Economics*, vol. 2, édité par Ashenfelter O. et Layard R., North-Holland, Amsterdam, pp. 1219-1268.
- Fougère D. et Pouget J. (2001)**, « Les recrutements par concours dans la fonction publique », *Rapport annuel de l'Observatoire de l'emploi public*, La documentation Française, pp. 183-190.
- Fougère D., Lixi C. et Pouget J. (2004)**, « Les recrutements d'enseignants : modélisation des candidatures et éléments de prospective », à paraître dans *Éducation et Formation*.
- Fournier J.-Y. (2001)**, « Comparaison des salaires des secteurs public et privé », document de travail DESE-Insee, n° 6-2001/11.
- Geweke J. (1991)**, « Efficient Simulation from the Multivariate Normal and Student-*t* Distributions Subject to Linear Constraints », *Computer Science and Statistics: Proceedings of the Twenty-Third Symposium on the Interface* (Alexandria, VA: American Statistical Association), pp. 571-578.
- Goddeeris J.H. (1988)**, « Compensating Differentials and Self-Selection: An Application to Lawyers », *Journal of Political Economy*, vol. 96, pp. 411-428.
- Gregory R.G. et Borland J. (1999)**, « Recent Developments in Public Sector Labor Markets », in *Handbook of Labor Economics*, vol. 3C, Ashenfelter O. et Card D., eds., North-Holland, Amsterdam, pp. 3573-3630.
- Gyourko J. et Tracy J. (1988)**, « An Analysis of Public- and Private-Sector Wages Allowing for Endogenous Choices of Both Government and Union Status », *Journal of Labor Economics*, vol. 6, pp. 229-253.

- Hajivassiliou V. et Mac Fadden D. (1998)**, « The Method of Simulated Scores for the Estimation of LDV Models », *Econometrica*, vol. 66, pp. 863-896.
- Hartog J. et Oosterbeek H. (1993)**, « Public and Private Sector Wages in the Netherlands », *European Economic Review*, vol. 37, pp. 97-114.
- Heywood J.S. et Mohanty M.S. (1994)**, « The Role of Employer and Workplace Size in the US Federal Sector Job Queue », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 56, pp. 171-188.
- Heywood J.S. et Mohanty M.S. (1995)**, « Estimation of the US Federal Job Queue in the Presence of an Endogenous Queue », *Economica*, vol. 62, pp. 479-493.
- Holmlund B. et Linden J. (1993)**, « Job Matching, Temporary Public Employment, and Equilibrium Unemployment », *Journal of Public Economics*, vol. 51, pp. 329-343.
- Insee (2003)**, « L'évolution des salaires jusqu'en 2000 », *Synthèses*, n° 68.
- Katz L. et Krueger A. (1991)**, « Changes in the Structure of Wages in the Public and Private Sectors », *Research in Labor Economics*, vol. 12, pp. 137-172.
- Keane M. (1994)**, « A Computationally Practical Simulation Estimator for Panel Data », *Econometrica*, vol. 62, pp. 95-116.
- Keane M. et Wolpin K. (1997)**, « The Career Decisions of Young Men », *Journal of Political Economy*, pp. 473-522.
- Krueger A. (1988a)**, « The Determinants of Queues for Federal Jobs », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 41, pp. 567-581.
- Krueger A. (1988b)**, « Are Public Sector Workers Paid More Than Their Alternative Wage? Evidence from Longitudinal Data and Job Queues », in *When Public Sector Workers Unionize*, édité par Freeman R.B. et Ichniowski C., University of Chicago Press, Chicago, pp. 217-240.
- Laffargue J.-P. et Thibault F. (2000)**, « Un nouvel indicateur des tensions sur le marché du travail », *Économie et Statistique*, n° 331, pp. 67-86.
- Laroque G. et Salanié B. (2002)**, « Temps partiel féminin et incitations à l'emploi », *Revue Économique*, vol. 53, pp. 1127-1148.
- Mahieu R., Mourre G. et Pellet T. (2000)**, « Perspectives à moyen terme de l'emploi dans la Fonction publique de l'État et conséquences sur le marché du travail », in Pisani-Ferry J., *Plein Emploi*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique n° 30, La documentation Française, Paris, pp. 341-349.
- Moulton B.R. (1990)**, « A Reexamination of the Federal-Private Wage Differential in the United States », *Journal of Labor Economics*, vol. 8, pp. 270-293.
- Pedersen P.J., Schmidt-Sørensen J., Smith N. et Westergård-Nielsen N. (1990)**, « Wage Differentials Between the Public and Private Sectors », *Journal of Public Economics*, vol. 41, pp. 125-145.
- Quarré D. (1980 à 2004)**, *Les salaires des agents de l'État*, Insee-Résultats, Série Emploi-Revenus.
- Van der Gaag J. et Vijverberg W. (1988)**, « A Switching Regression Model for Wage Determinants in the Public and Private Sectors of a Developing Country », *The Review of Economy and Statistics*, vol. 70, pp. 244-252.
- Van Ophem H. (1993)**, « A Modified Switching Regression Model for Earnings Differentials Between the Public and Private Sector », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 75, pp. 215-224.
- Venti S.F. (1987)**, « Wages in the Federal and the Private Sector », in *Public Sector Payrolls*, Wise D., ed., University of Chicago Press Chicago, pp. 147-182.

ÉTUDE MACROÉCONOMIQUE DES TAUX DE CANDIDATURE

Description des données

On dispose de séries temporelles sur la période 1980-2000, ou 1980-1994 seulement pour quelques corps (cf. tableaux A et C).

Les *taux de candidature* utilisés ici sont définis comme les rapports des nombres de candidats inscrits aux nombres de postes offerts. Ces séries ont été fournies par la Direction générale de l'administration et de la fonction publique (DGAFP).

Les taux de chômage des jeunes âgés de 20 à 29 ans sont calculés par sexe et niveau de diplôme à partir des Enquêtes sur l'Emploi de l'Insee. On utilise le taux de chômage des diplômés du supérieur pour les concours de niveau A, des titulaires d'au moins le baccalauréat pour les concours de niveau B, et enfin celui de l'ensemble des jeunes de 20 à 29 ans pour les concours de niveau C.

Le *différentiel de salaire en début de carrière* est calculé de la manière suivante : c'est le rapport du salaire net moyen (pour le sexe et la tranche d'âge concernés) de la catégorie socioprofessionnelle à laquelle peut être ratta-

ché le concours, au salaire net moyen (pour le sexe et la tranche d'âge concernés) de la catégorie socioprofessionnelle pouvant être considérée (c'est un choix arbitraire) comme la « contrepartie » dans le secteur privé. Dans le tableau A ci-après figurent les catégories socioprofessionnelles « contreparties » qu'on a attribuées à chaque corps. Les niveaux de salaire dans le secteur public sont calculés pour les jeunes de 20 à 29 ans par catégorie socioprofessionnelle et sexe d'après les publications de l'Insee (Quarré, 1980 à 2004). Les séries de salaire dans le secteur public sont calculées à partir des Déclarations annuelles de données sociales (DADS).

Le *nombre de sortants du système éducatif* par niveau de diplôme provient du Ministère de l'Éducation nationale. On utilise pour l'étude des concours de catégorie A le nombre de sortants du système éducatif avec un diplôme de niveau supérieur, pour les concours de catégorie B le nombre de sortants avec un diplôme de niveau supérieur ou égal au baccalauréat, et enfin pour les concours de la catégorie C le nombre total de sortants.

Les régressions effectuées ont donc pour variable dépendante le logarithme népérien du taux de candidature et

Tableau A
Liste des différents corps

Corps	Ministère	Catégorie hiérarchique	CS	CS « contrepartie » dans le secteur privé
Secrétaires adjoints des affaires étrangères	Affaires étrangères	A	33	37
Attachés de l'Insee	Économie et finances	A	33	37
Personnel catégorie A des douanes	Économie et finances	A	33	37
Personnel de catégorie A du Trésor	Économie et finances	A	33	37
Professeurs agrégés	Éducation	A	34	37 + 38
Professeurs certifiés	Éducation	A	34	37 + 38
Ingénieurs des travaux publics de l'État	Équipement	A	33	38
Ingénieurs des travaux de la météorologie	Équipement	A	33	38
Commissaires de police	Intérieur	A	33	37 + 38
Inspection du travail	Santé	A	33	37
Secrétaires adm. serv. extérieurs agricoles	Agriculture	B	45	46
Techniciens d'agriculture	Agriculture	B	47	47
Techniciens service vétérinaire	Agriculture	B	47	47
Techniciens météorologie	Équipement	B	47	47
Contrôleur des impôts	Économie et finances	B	45	46
Contrôleur du Trésor	Économie et finances	B	45	46
Contrôleurs de l'Insee	Économie et finances	B	45	46
Géomètres du cadastre	Économie et finances	B	47	47
Techniciens des travaux publics de l'État	Équipement	B	47	47
Inspecteurs de police	Intérieur	B	45	46 + 47 + 48
Officiers de paix C.U.S	Intérieur	B	45	47 + 47 + 48
Greffiers des cours et tribunaux	Justice	B	45	46
Agents de constatation des impôts	Économie et finances	C	52	54
Agents recouvrement du Trésor	Économie et finances	C	52	54
Gardiens de la paix	Intérieur	C	57	53
Surveillants d'administration pénitentiaire	Justice	C	57	53

pour variables explicatives le logarithme népérien du nombre de sortants du système éducatif, le logarithme népérien du taux de chômage (exprimé en %) ou celui du différentiel de salaire l'année précédant le concours.

On utilise la technique des régressions empilées (*Seemingly Unrelated Regressions*) en estimant simultanément les équations des concours de même catégorie pour les hommes d'une part, les femmes d'autre part et enfin pour l'ensemble des candidatures.

Tableau B
Extrait des codes des catégories socioprofessionnelles (CS)

3. Cadres et professions intellectuelles supérieures	5. Employés
33. Cadres de la fonction publique 34. Professeurs, professions scientifiques 35. Professions de l'information, des arts et des spectacles 37. Cadres administratifs et commerciaux d'entreprises 38. Ingénieurs et cadres techniques des entreprises	52. Employés civils et agents de service de la fonction publique 53. Agents de surveillance 54. Employés administratifs d'entreprises 55. Employés de commerce 56. Personnels des services directs aux particuliers 57. Personnels de la police et des prisons
4. Professions intermédiaires	6. Ouvriers
42. Instituteurs et assimilés 43. Professions intermédiaires de la santé et du travail social 44. Clergé, religieux 45. Professions intermédiaires administratives de la fonction publique 46. Professions intermédiaires administratives et commerciales des entreprises 47. Techniciens 48. Contremaîtres, agents de maîtrise	62. Ouvriers qualifiés de type industriel 63. Ouvriers qualifiés de type artisanal 64. Chauffeurs 65. Ouvriers qualifiés de la manutention, du magasinage et du transport 67. Ouvriers non qualifiés de type industriel 68. Ouvriers non qualifiés de type artisanal 69. Ouvriers agricoles

Source : Insee.

Tableau C
Éléments descriptifs sur les séries de taux de candidature

Corps	Cat .	Période étudiée	Nombre moyen de postes offerts	Nombre moyen d'inscrits	Nombre moyen de présents	Nombre moyen d'admis	Taux de candidat. moyen	Taux de sélectivité moyen
Secrétaires adjoints des affaires étrangères	A	1980-2000	8,6	445,9	220,5	9,7	55,7	22,7
Attachés de l'Insee	A	1980-2000	30,7	1 455,4	826,6	32,4	49,7	25,5
Personnel catégorie A des douanes	A	1980-2000	64,0	2 958,8	1 646,8	64,2	50,1	25,7
Personnel de catégorie A du Trésor	A	1980-2000	194,9	6 374,0	2 960,2	188,9	39,4	15,7
Professeurs agrégés	A	1980-2000	2 169,7	23 319,5	14 911,2	1 869,2	11,4	8,0
Professeurs certifiés	A	1980-2000	9 384,2	52 840,0	39 952,2	7 441,0	6,2	5,4
Ingénieurs des travaux publics de l'État	A	1980-2000	105,7	4 979,9	3 927,1	112,3	51,7	35,0
Ingénieurs des travaux de la météorologie	A	1980-2000	12,3	689,0	423,4	14,1	69,2	30,0
Commissaires de police	A	1980-2000	37,5	1 198,8	660,8	37,1	34,9	17,8
Inspection du travail	A	1980-2000	25,1	1 331,0	304,6	23,6	68,4	12,9
Secrétaires adm. serv. déconcentrés de l'agric.	B	1980-1994	10,9	1 002,5	373,7	10,9	100,3	34,3
Techniciens d'agriculture	B	1980-2000	20,3	859,4	550,8	19,1	48,0	28,8
Techniciens service vétérinaire	B	1980-1994	26,0	493,9	301,4	27,3	19,6	11,0
Techniciens météorologie	B	1980-2000	42,6	2 364,1	1 186,5	49,6	86,0	23,9
Contrôleur des impôts	B	1980-1994	306,8	19 037,9	10 382,8	415,2	72,2	25,0
Contrôleur du Trésor	B	1980-2000	338,5	20 008,9	10 042,2	442,9	78,2	22,7
Contrôleurs de l'Insee	B	1980-2000	20,7	1 514,6	454,5	23,9	94,0	19,0
Géomètres du cadastre	B	1980-2000	31,3	1 338,5	720,7	34,0	63,7	21,2
Techniciens des travaux publics de l'État	B	1980-1994	146,7	3 597,4	1 868,1	153,7	27,9	12,2
Inspecteurs police	B	1980-1994	147,7	7 996,7	5 824,1	269,5	63,0	21,6
Officiers de paix C.U.S.	B	1980-1994	40,7	1 358,4	956,9	39,4	39,6	24,3
Greffiers des cours et tribunaux	B	1980-2000	72,4	2 772,9	1 397,7	87,5	41,7	16,0
Agents de constatation impôts	C	1980-2000	429,0	24 583,6	14 015,3	793,6	100,4	17,7
Agents recouvrement du Trésor	C	1980-2000	800,2	39 886,0	26 928,6	1 076,0	59,2	25,0
Gardiens de la paix	C	1980-2000	2 828,3	53 803,3	34 332,1	3 879,0	21,8	8,9
Surveillants d'administration pénitentiaire	C	1980-2000	539,9	18 071,8	10 412,0	736,1	66,8	14,1

Lecture : le taux de candidature rapporte les candidats inscrits aux postes offerts ; le taux de sélectivité rapporte le nombre de présents au nombre d'admis.

Source : DGAFF.

ÉTUDE MICROÉCONOMÉTRIQUE : CALCUL DE LA VRAISEMBLANCE

On détaille ci-dessous le calcul des différentes contributions à la vraisemblance du modèle économétrique de choix de secteur proposé dans l'article. Ce calcul est effectué dans le cas général d'une matrice de variances et covariances non contrainte. On utilise les mêmes notations que dans l'encadré qui présente le modèle. En particulier, φ désigne la densité de la loi normale centrée réduite dont la fonction de répartition est notée Φ .

Quatre équations sont estimées.

Équation de réussite au concours

Un individu réussit un concours d'entrée dans la fonction publique si la variable latente :

$$R^* = Z_0\gamma_0 + v_0$$

est positive ; il échoue sinon. Dans cette expression, Z_0 est un vecteur de caractéristiques individuelles, et le résidu v_0 suit une loi normale centrée réduite.

Accès à l'emploi pour un individu non fonctionnaire

Un individu accède à un emploi du secteur privé si la variable latente :

$$E^* = Z_1\gamma_1 + v_1$$

est positive ; il est au chômage sinon. Dans cette expression, Z_1 est un vecteur de caractéristiques individuelles, et le résidu v_1 suit une loi normale centrée réduite.

Équations de salaire dans les secteurs privé (indexé par 0) et public (indexé par 1)

Les logarithmes des salaires dans les secteurs privé et public s'écrivent respectivement :

$$\ln W_0 = X_0\beta_0 + u_0$$

$$\ln W_1 = X_1\beta_1 + u_1$$

où X_0 et X_1 sont des vecteurs de caractéristiques individuelles (dans tout ce qui suit, on considérera $X_0 = X_1 = X$). Avec ces notations, un individu choisit de passer un concours (ce qui sera noté $C = 1$) si :

$$u_1 - u_0 > X(\beta_0 - \beta_1) + \phi(-Z_1\gamma_1)\ln\alpha$$

On fait l'hypothèse stochastique suivante :

$$\begin{pmatrix} v_0 \\ v_1 \\ u_0 \\ u_1 \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho_1 & \sigma_0\rho_2 & \sigma_1\rho_4 \\ \rho_1 & 1 & \sigma_0\rho_3 & \sigma_1\rho_5 \\ \sigma_0\rho_2 & \sigma_0\rho_3 & \sigma_0^2 & \sigma_{01} \\ \sigma_1\rho_4 & \sigma_1\rho_5 & \sigma_{01} & \sigma_1^2 \end{pmatrix} \right)$$

Contribution à la vraisemblance d'un fonctionnaire au salaire w_1

Cette contribution est égale à la probabilité de s'être porté candidat, d'avoir réussi et d'être rémunéré au salaire w_1 :

$$\begin{aligned} \Pr[W_1 = w_1, C = 1, R = 1] &= \frac{1}{\sigma_1} \varphi\left(\frac{u_1}{\sigma_1}\right) \cdot \Pr[C = 1, R = 1 \mid u_1] \\ &= \frac{1}{\sigma_1} \varphi\left(\frac{u_1}{\sigma_1}\right) \cdot \Pr[u_1 - u_0 > X(\beta_0 - \beta_1) + \phi(-Z_1\gamma_1)\ln\alpha, v_0 > -Z_0\gamma_0 \mid u_1] \end{aligned}$$

Or $\text{cov}(u_1 - u_0; v_0) = \rho_4 \sigma_1 - \rho_2 \sigma_0$ et $\text{cov}(u_1 - u_0; u_1) = \sigma_1^2$. Donc :

$$\begin{pmatrix} u_1 - u_0 \\ v_0 \\ u_1 \end{pmatrix} \sim N \left(0, \begin{pmatrix} \sigma_0^2 + \sigma_1^2 & \rho_4 \sigma_1 - \rho_2 \sigma_0 & \sigma_1^2 \\ \rho_4 \sigma_1 - \rho_2 \sigma_0 & 1 & \rho_4 \sigma_1 \\ \sigma_1^2 & \rho_4 \sigma_1 & \sigma_1^2 \end{pmatrix} \right)$$

et d'après la formule des distributions normales conditionnelles :

$$\begin{pmatrix} u_1 - u_0 \\ v_0 \end{pmatrix} \mid u_1 \sim N \left(\begin{pmatrix} u_1 \\ \rho_4 \frac{u_1}{\sigma_1} \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_0^2 & -\rho_2 \sigma_0 \\ -\rho_2 \sigma_0 & 1 - \rho_4^2 \end{pmatrix} \right)$$

D'où l'on déduit :

$$\Pr[W_1 = w_1, C = 1, R = 1] = \frac{1}{\sigma_1} \phi \left(\frac{u_1}{\sigma_1} \right) \cdot \int_{a_f}^{+\infty} \int_{b_f}^{+\infty} \phi_2(x, y, R_f) dx dy$$

avec :

$$a_f = \frac{1}{\sigma_0} (X(\beta_0 - \beta_1) + \phi(-Z_1 \gamma_1) \ln \alpha - u_1)$$

$$b_f = -\frac{1}{\sqrt{1 - \rho_4^2}} \left(Z_0 \gamma_0 + \rho_4 \frac{u_1}{\sigma_1} \right)$$

$$R_f = -\frac{\rho_2}{\sqrt{1 - \rho_4^2}}$$

où $\phi_2(x, y, R) = \frac{1}{2\pi\sqrt{1-R}} \exp \left(-\frac{x^2 - 2Rxy + y^2}{2(1-R)} \right)$ est la densité de la loi normale bivariee centrée et réduite.

Contribution à la vraisemblance d'un chômeur

La probabilité d'être au chômage est la somme de deux probabilités : celle de s'être porté candidat, d'avoir échoué et de n'avoir pas trouvé d'emploi dans le secteur privé, et celle de ne s'être pas présenté au concours et de ne pas avoir trouvé d'emploi par ailleurs. Ces deux probabilités s'écrivent formellement de la manière suivante :

$$\Pr[C = 1, R = 0, E = 0] = \Pr[u_1 - u_0 > X(\beta_0 - \beta_1) + \phi(-Z_1 \gamma_1) \ln \alpha, v_0 < -Z_0 \gamma_0, v_1 < -Z_1 \gamma_1]$$

$$\Pr[C = 0, E = 0] = \Pr[u_1 - u_0 < X(\beta_0 - \beta_1) + \phi(-Z_1 \gamma_1) \ln \alpha, v_1 < -Z_1 \gamma_1]$$

Comme :

$$\text{cov}(u_1 - u_0; v_0) = \rho_4 \sigma_1 - \rho_2 \sigma_0$$

$$\text{et } \text{cov}(u_1 - u_0; v_1) = \rho_5 \sigma_1 - \rho_3 \sigma_0,$$

il vient :

$$\begin{pmatrix} u_1 - u_0 \\ v_0 \\ v_1 \end{pmatrix} \sim N \left(0, \begin{pmatrix} \sigma_0^2 + \sigma_1^2 & \rho_4 \sigma_1 - \rho_2 \sigma_0 & \rho_5 \sigma_1 - \rho_3 \sigma_0 \\ \rho_4 \sigma_1 - \rho_2 \sigma_0 & 1 & \rho_1 \\ \rho_5 \sigma_1 - \rho_3 \sigma_0 & \rho_1 & 1 \end{pmatrix} \right)$$

Cette matrice Ω_c peut se décomposer sous la forme $\Omega_c = V_c^{1/2} \Gamma_c V_c^{1/2}$ avec :

$$V_c^{1/2} = \begin{pmatrix} \sqrt{\sigma_0^2 + \sigma_1^2} & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \text{ et } \Gamma_c = \begin{pmatrix} 1 & \frac{\rho_4\sigma_1 - \rho_2\sigma_0}{\sqrt{\sigma_0^2 + \sigma_1^2}} & \frac{\rho_5\sigma_1 - \rho_3\sigma_0}{\sqrt{\sigma_0^2 + \sigma_1^2}} \\ \frac{\rho_4\sigma_1 - \rho_2\sigma_0}{\sqrt{\sigma_0^2 + \sigma_1^2}} & 1 & \rho_1 \\ \frac{\rho_5\sigma_1 - \rho_3\sigma_0}{\sqrt{\sigma_0^2 + \sigma_1^2}} & \rho_1 & 1 \end{pmatrix}$$

On en déduit :

$$\Pr[C = 1, R = 0, E = 0] = \int_{a_c}^{+\infty} \int_{-\infty}^{b_c} \int_{-\infty}^{c_c} \varphi_3(x, y, z, R_c) dx dy dz$$

avec :

$$a_c = \frac{1}{\sqrt{\sigma_0^2 + \sigma_1^2}} (X(\beta_0 - \beta_1) + \phi(-Z_1\gamma_1)\ln\alpha)$$

$$b_c = -Z_0\gamma_0$$

$$c_c = -Z_1\gamma_1$$

$$\text{et } \Pr[C = 0, E = 0] = \int_{-\infty}^{a_c} \int_{-\infty}^{b_c} \varphi_2(x, y, R_c) dx dy dz$$

$$\text{avec } R_c = \frac{\rho_5\sigma_1 - \rho_3\sigma_0}{\sqrt{\sigma_0^2 + \sigma_1^2}}$$

Contribution à la vraisemblance d'un employé du secteur privé au salaire w_0

C'est, de même, la somme de deux probabilités : il s'agit de rendre compte du fait que l'individu s'est auparavant porté candidat ou non à un concours de la fonction publique.

La contribution à la vraisemblance d'un individu qui s'est porté candidat mais a échoué et a finalement trouvé un emploi dans le secteur privé s'écrit :

$$\begin{aligned} \Pr(W_0 = w_0, C = 1, R = 0, E = 1) &= \frac{1}{\sigma_0} \varphi\left(\frac{u_0}{\sigma_0}\right) \Pr[C = 1, R = 0, E = 1 \mid u_0] \\ &= \frac{1}{\sigma_0} \varphi\left(\frac{u_0}{\sigma_0}\right) \Pr[u_1 - u_0 > X(\beta_0 - \beta_1) + \phi(-Z_1\gamma_1)\ln\alpha, v_0 < -Z_0\gamma_0, v_1 > -Z_1\gamma_1 \mid u_0] \end{aligned}$$

La contribution à la vraisemblance d'un individu qui a trouvé un emploi dans le secteur privé sans s'être porté candidat dans la fonction publique s'écrit :

$$\begin{aligned} \Pr(W_0 = w_0, C = 0, E = 1) &= \frac{1}{\sigma_0} \varphi\left(\frac{u_0}{\sigma_0}\right) \Pr[C = 0, E = 1 \mid u_0] \\ &= \frac{1}{\sigma_0} \varphi\left(\frac{u_0}{\sigma_0}\right) \Pr[u_1 - u_0 < X(\beta_0 - \beta_1) + \phi(-Z_1\gamma_1)\ln\alpha, v_1 > -Z_1\gamma_1 \mid u_0] \end{aligned}$$

Or :

$$\begin{pmatrix} u_1 - u_0 \\ v_0 \\ v_1 \\ u_0 \end{pmatrix} \sim N \left(0, \begin{pmatrix} \sigma_0^2 + \sigma_1^2 & \rho_4\sigma_1 - \rho_2\sigma_0 & \rho_5\sigma_1 - \rho_3\sigma_0 & -\sigma_0^2 \\ \rho_4\sigma_1 - \rho_2\sigma_0 & 1 & \rho_1 & \rho_2\sigma_0 \\ \rho_5\sigma_1 - \rho_3\sigma_0 & \rho_1 & 1 & \rho_3\sigma_0 \\ -\sigma_0^2 & \rho_2\sigma_0 & \rho_3\sigma_0 & \sigma_0^2 \end{pmatrix} \right)$$

d'où l'on déduit :

$$\begin{pmatrix} u_1 - u_0 \\ v_0 \\ v_1 \end{pmatrix} \Big| u_0 \sim N \left(\begin{pmatrix} -u_0 \\ \rho_2 \frac{u_0}{\sigma_0} \\ \rho_3 \frac{u_0}{\sigma_0} \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \rho_4 \sigma_1 & \rho_5 \sigma_1 \\ \rho_4 \sigma_1 & 1 - \rho_2^2 & \rho_1 - \rho_2 \rho_3 \\ \rho_5 \sigma_1 & \rho_1 - \rho_2 \rho_3 & 1 - \rho_3^2 \end{pmatrix} \right)$$

Cette dernière matrice de variance-covariance Ω_p s'écrit en fonction de la matrice diagonale des variances V_p et de la matrice des corrélations Γ_p :

$$\Omega_p = V_p^{1/2} \Gamma_p V_p^{1/2}$$

avec :

$$V_p^{1/2} = \begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 & 0 \\ 0 & \sqrt{1 - \rho_2^2} & 0 \\ 0 & 0 & \sqrt{1 - \rho_3^2} \end{pmatrix}$$

et

$$\Gamma_p = \begin{pmatrix} 1 & \frac{\rho_4}{\sqrt{1 - \rho_2^2}} & \frac{\rho_5}{\sqrt{1 - \rho_3^2}} \\ \frac{\rho_4}{\sqrt{1 - \rho_2^2}} & 1 & \frac{\rho_1 - \rho_2 \rho_3}{\sqrt{1 - \rho_2^2} \sqrt{1 - \rho_3^2}} \\ \frac{\rho_5}{\sqrt{1 - \rho_3^2}} & \frac{\rho_1 - \rho_2 \rho_3}{\sqrt{1 - \rho_2^2} \sqrt{1 - \rho_3^2}} & 1 \end{pmatrix}$$

On a alors :

$$\Pr[W_0 = w_0, C = 1, R = 0, E = 1] = \frac{1}{\sigma_0} \varphi \left(\frac{u_0}{\sigma_0} \right) \cdot \int_{a_p}^{+\infty} \int_{-\infty}^{b_p} \int_{c_p}^{+\infty} \varphi_3(x, y, z, \Gamma) dx dy dz$$

avec :

$$a_p = \frac{1}{\sigma_1} (X(\beta_0 - \beta_1) + \phi(-Z_1 \gamma_1) \ln \alpha + u_0)$$

$$b_p = -\frac{1}{\sqrt{1 - \rho_2^2}} \left(Z_0 \gamma_0 + \rho_2 \frac{u_0}{\sigma_0} \right)$$

$$c_p = -\frac{1}{\sqrt{1 - \rho_3^2}} \left(Z_1 \gamma_1 + \rho_3 \frac{u_0}{\sigma_0} \right)$$

et

$$\Pr[W_0 = w_0, C = 0, E = 1] = \frac{1}{\sigma_0} \varphi \left(\frac{u_0}{\sigma_0} \right) \cdot \int_{-\infty}^{a_p} \int_{c_p}^{+\infty} \varphi_2(x, y, R_p) dx dy$$

$$\text{avec } R_p = \frac{\rho_5}{\sqrt{1 - \rho_3^2}}$$

ÉTUDE DE SENSIBILITÉ À LA VALEUR DU TAUX DE REMPLACEMENT

Tableau A
Estimations du modèle à équations simultanées pour différentes valeurs du taux de remplacement
(année 2000)

	Ratio de remplacement							
	70 %		50 %		35 %		10 %	
	Coef.	Écart-type	Coef.	Écart-type	Coef.	Écart-type	Coef.	Écart-type
Constante : sélectionné dans la file d'attente	- 1,774	0,095	- 1,877	0,083	- 1,890	0,083	- 1,909	0,081
Âge 28-30 ans	0,297	0,055	0,304	0,048	0,298	0,047	0,280	0,046
Femme	0,118	0,056	0,102	0,049	0,114	0,048	0,149	0,047
Famille monoparentale	- 0,333	0,129	- 0,333	0,111	- 0,319	0,111	- 0,285	0,111
Couple sans enfants	0,045	0,065	- 0,033	0,060	- 0,030	0,060	- 0,029	0,058
Couple avec enfants	- 0,112	0,066	- 0,094	0,060	- 0,089	0,060	- 0,074	0,059
Supérieur	1,208	0,095	1,218	0,084	1,165	0,083	1,044	0,080
Bac + 2	0,591	0,093	0,519	0,083	0,495	0,082	0,440	0,081
Bac	0,502	0,089	0,372	0,081	0,351	0,080	0,312	0,079
CAP-BEP	0,236	0,092	0,274	0,080	0,249	0,079	0,205	0,077
Père fonctionnaire	0,344	0,062	0,443	0,052	0,441	0,051	0,432	0,049
Constante : accès + l'emploi (secteur privé)	0,255	0,088	0,221	0,080	0,219	0,079	0,204	0,079
Âge 28-30 ans	0,178	0,039	0,152	0,036	0,154	0,036	0,164	0,035
Femme	- 0,372	0,039	- 0,490	0,037	- 0,482	0,036	- 0,475	0,036
Famille monoparentale	- 0,398	0,074	- 0,523	0,064	- 0,526	0,064	- 0,532	0,064
Couple sans enfants	0,087	0,056	0,232	0,051	0,232	0,051	0,232	0,050
Couple avec enfants	- 0,123	0,050	- 0,051	0,045	- 0,053	0,045	- 0,051	0,045
Supérieur	0,510	0,062	0,569	0,061	0,591	0,060	0,649	0,059
Bac + 2	0,859	0,064	0,789	0,058	0,787	0,058	0,788	0,058
Bac	0,582	0,061	0,517	0,056	0,518	0,056	0,532	0,056
CAP-BEP	0,524	0,059	0,473	0,052	0,474	0,052	0,477	0,052
Île-de-France	0,335	0,080	0,386	0,074	0,391	0,073	0,414	0,072
Bassin parisien	0,241	0,078	0,223	0,070	0,226	0,070	0,235	0,070
Est	0,222	0,088	0,302	0,081	0,307	0,081	0,314	0,081
Ouest	0,283	0,082	0,340	0,075	0,343	0,075	0,352	0,075
Sud-Ouest	0,284	0,088	0,265	0,076	0,266	0,076	0,273	0,076
Centre-Est	0,248	0,089	0,160	0,078	0,159	0,078	0,166	0,077
Méditerranée	0,048	0,086	0,081	0,075	0,079	0,075	0,083	0,075
Constante : salaire dans le secteur privé	8,699	0,013	8,641	0,011	8,642	0,011	8,642	0,012
Âge 28-30 ans	0,077	0,007	0,075	0,007	0,076	0,007	0,078	0,007
Femme	- 0,170	0,007	- 0,159	0,007	- 0,157	0,007	- 0,156	0,007
Supérieur	0,492	0,012	0,457	0,012	0,462	0,012	0,474	0,012
Bac + 2	0,341	0,013	0,310	0,012	0,310	0,012	0,312	0,012
Bac	0,179	0,013	0,156	0,012	0,156	0,012	0,159	0,012
CAP-BEP	0,125	0,013	0,100	0,011	0,100	0,011	0,102	0,012
Île-de-France	0,153	0,009	0,155	0,008	0,155	0,008	0,156	0,008
Constante : salaire dans le secteur public	9,175	0,101	9,165	0,098	9,159	0,097	9,156	0,095
Âge 28-30 ans	0,022	0,021	0,023	0,020	0,023	0,019	0,024	0,018
Femme	- 0,025	0,017	- 0,025	0,016	- 0,028	0,016	- 0,035	0,015
Supérieur	0,048	0,052	0,062	0,049	0,073	0,046	0,096	0,041
Bac + 2	0,042	0,035	0,051	0,033	0,060	0,032	0,079	0,030
Bac	- 0,094	0,033	- 0,083	0,032	- 0,076	0,030	- 0,062	0,029
CAP-BEP	- 0,159	0,031	- 0,147	0,029	- 0,138	0,028	- 0,121	0,027
Île-de-France	0,030	0,017	0,026	0,017	0,024	0,017	0,025	0,016
σ_0	0,255	0,003	0,248	0,003	0,247	0,003	0,247	0,003
σ_1	0,229	0,022	0,195	0,014	0,191	0,014	0,187	0,013
ρ_3	0,693	0,027	0,722	0,025	0,717	0,026	0,710	0,027
ρ_4	- 0,378	0,272	- 0,394	0,197	- 0,372	0,200	- 0,359	0,203
Nombre d'observations	7 043		7 043		7 043		7 043	
Logarithme de la fonction de vraisemblance	- 4 469,6		- 4 462,6		- 4 458,9		- 4 459,1	

Lecture : la situation de référence concerne un homme célibataire âgé de 25 à 27 ans, de niveau BEPC ou sans diplôme, dont le père n'est pas fonctionnaire et vivant dans la région Nord-Pas-de-Calais.

Champ : salariés à temps plein du secteur privé en CDD ou CDI, salariés titulaires à temps plein de la fonction publique, et chômeurs de 25 à 30 ans.

Source : calculs des auteurs à partir des Enquête Emploi, 2000, Insee.

Tableau B
Probabilités pour les salariés du secteur privé d'être potentiellement dans la « file d'attente » de l'emploi public en 2000, par sexe et niveau de diplôme

	Ratio de remplacement			
	70 %	50 %	35 %	10 %
Hommes titulaires d'un BEP, CAP, d'un brevet, ou d'aucun diplôme	0,847	0,884	0,913	0,968
Femmes titulaires d'un BEP, CAP, d'un brevet, ou d'aucun diplôme	0,944	0,970	0,984	0,998
Hommes titulaires d'un diplôme de niveau bac à bac + 2	0,775	0,808	0,839	0,914
Femmes titulaires d'un diplôme de niveau bac à bac + 2	0,869	0,907	0,935	0,982
Hommes titulaires d'un diplôme du supérieur	0,434	0,481	0,527	0,671
Femmes titulaires d'un diplôme du supérieur	0,635	0,712	0,778	0,921
Ensemble	0,802	0,841	0,872	0,938

Champ : salariés du secteur privé à temps plein en CDD ou CDI, âgés de 25 à 30 ans.
Source : calculs des auteurs à partir de l'Enquête Emploi, 2000, Insee.

Tableau C
Différentiel de salaire mensuel potentiel entre les secteurs public et privé en 2000, pour les fonctionnaires titulaires

	Ratio de remplacement			
	70 %	50 %	35 %	10 %
Hommes titulaires d'un BEP, CAP, d'un brevet, ou d'aucun diplôme	2 153	2 019	1 923	1 645
Femmes titulaires d'un BEP, CAP, d'un brevet, ou d'aucun diplôme	1 936	1 826	1 713	1 621
Hommes titulaires d'un diplôme de niveau bac à bac + 2	1 991	1 891	1 784	1 452
Femmes titulaires d'un diplôme de niveau bac à bac + 2	2 299	2 149	2 029	1 799
Hommes titulaires d'un diplôme du supérieur	1 935	1 773	1 551	1 039
Femmes titulaires d'un diplôme du supérieur	2 141	1 854	1 673	1 239
Ensemble	2 106	1 936	1 795	1 472

Lecture : les salaires sont ici exprimés en francs de 2000.
Champ : fonctionnaires titulaires à temps plein âgés de 25 à 30 ans.
Source : calculs des auteurs à partir de l'Enquête Emploi, 2000, Insee.

Tableau D
Différentiel de salaire mensuel potentiel entre les secteurs public et privé en 2000, pour les salariés du privé

	Ratio de remplacement			
	70 %	50 %	35 %	10 %
Hommes titulaires d'un BEP, CAP, d'un brevet, ou d'aucun diplôme	1 996	1 974	1 955	2 018
Femmes titulaires d'un BEP, CAP, d'un brevet, ou d'aucun diplôme	2 691	2 642	2 623	2 623
Hommes titulaires d'un diplôme de niveau bac à bac + 2	1 619	1 627	1 636	1 755
Femmes titulaires d'un diplôme de niveau bac à bac + 2	2 210	2 200	2 180	2 241
Hommes titulaires d'un diplôme du supérieur	- 722	- 683	- 647	- 414
Femmes titulaires d'un diplôme du supérieur	669	688	685	829
Ensemble	1 749	1 740	1 732	1 818

Lecture : les salaires sont ici exprimés en francs de 2000.
Champ : salariés du secteur privé à temps plein en CDD ou CDI, âgés de 25 à 30 ans.
Source : calculs des auteurs à partir de l'Enquête Emploi, 2000, Insee.