

Mieux connaître l'emploi public

Au cœur de la réforme de l'État, la gestion de l'emploi public est devenue un sujet majeur de préoccupation, dans un contexte marqué à la fois par des départs à la retraite massifs dans les prochaines années et par la recherche d'une plus grande efficacité de la dépense publique.

Plus de 30 % des fonctionnaires de l'État en place en 2000 devraient partir à la retraite d'ici 2010 (Massal, 2002) : la perspective de ce profond renouvellement démographique a mis en évidence le besoin d'une gestion prévisionnelle des emplois, des effectifs et des compétences (Vallemont, 1999 ; Cieutat et Tenzer, 2000 ; Observatoire de l'emploi public, 2002). Cette démarche suppose de s'appuyer sur des informations statistiques fiables et de mieux connaître les mécanismes qui régissent l'emploi dans la fonction publique, afin de les mettre en regard avec ceux qui régissent le reste du marché du travail.

Or, la connaissance statistique de la fonction publique a longtemps été insuffisante et relativement peu de travaux de recherches économiques ou sociologiques lui ont été consacrés jusqu'à présent.

Au cours de ces quinze dernières années, les critiques portées à l'encontre de la gestion des trois fonctions publiques (fonction publique d'État, fonction publique territoriale et fonction publique hospitalière) ont été nombreuses (Fauroux et Spitz, 2000 et 2004). Il a été, en effet, reproché à l'État et plus généralement aux gestionnaires des trois fonctions publiques d'être dans l'incapacité de présenter un état tant quantitatif que qualitatif de la situation des personnels qu'ils emploient. Ainsi, dans son rapport particulier de janvier 2000, la Cour des comptes notait l'opacité de la gestion des personnels de la fonction publique. De même, l'OCDE souligne de manière récurrente la nécessité d'améliorer la connaissance statistique et la gestion de l'emploi public (OCDE, 1997 et 2003).

Parallèlement, l'essentiel des travaux d'études et de recherche sur le marché du travail ne concernaient que le secteur privé. La fonction publique était généralement exclue du champ de l'analyse et peu d'articles publiés dans les revues françaises lui étaient consacrés, alors même qu'elle concentre environ un quart de l'emploi total.

Les questions qui se posent à la fonction publique sont toutefois nombreuses : comment répondre aux attentes croissantes des citoyens en matière de services publics sans risquer de déséquilibrer le marché du travail au détriment du secteur privé ?, comment attirer, mais aussi conserver les talents dans un contexte prévisible de concurrence accrue avec le secteur privé ?, comment améliorer la performance globale des agents de la fonction publique ?

Les articles rassemblés dans ce dossier présentent quelques éléments qui tentent de répondre, en partie, à ces interrogations, dans un contexte où le système statistique public cherche à améliorer la connaissance de l'emploi public – avec notamment la création de l'Observatoire de l'emploi public (OEP) – et où les outils de gestion prévisionnelle des emplois, des effectifs et des compétences (GPEEC) se développent.

Mesurer l'emploi public et développer la gestion prévisionnelle

Créé en juillet 2000, l'Observatoire de l'emploi public s'est vu assigner comme principale mission « *d'observer l'emploi public pour anticiper son évolution* ». Les premiers rapports de cet observatoire, rendus publics en 2001, 2002 et 2003, montrent le chemin parcouru depuis lors, tant en matière de transparence que de gestion prévisionnelle des emplois, des effectifs et des compétences.

S'appuyant sur les recommandations du Conseil National de l'Information Statistique (CNIS) de janvier 1997 ainsi que sur les travaux réalisés par la Cour des comptes, l'Observatoire de l'emploi public a construit une méthodologie d'analyse permettant de clarifier les concepts d'emploi public et d'assurer la cohérence entre les différentes sources statistiques. En effet, entendu largement, l'emploi public englobe l'ensemble des personnels exerçant une mission de service public. Au sens de la comptabilité nationale, l'emploi public désigne les personnels des administrations publiques financées par prélèvements obligatoires. Enfin, selon une approche plus juridique, il s'agit de dénombrer ceux qui, fonctionnaires, relèvent des titres II, III et IV (1) du statut général de la fonction publique (définition par le statut de l'agent), ou ceux qui, fonctionnaires ou non-fonctionnaires, dépendent d'administrations ou d'organismes relevant de ces textes (définition par le statut de l'employeur). Le tableau de synthèse établi par l'Insee (Observatoire de l'emploi public, 2002 et 2003) replace l'emploi public dans l'ensemble des effectifs salariés et permet ainsi d'estimer son importance selon le concept retenu. En décembre 2001, dans une acception juridique, les trois fonctions publiques employaient 5 millions d'agents, soit 22 % des salariés de métropole et des DOM, tandis que ce chiffre s'élevait à 5,7 millions d'agents selon le concept plus large retenu par la comptabilité nationale.

1. Titre I : droits et obligations des fonctionnaires (quelle que soit la fonction publique) ; Titre II : fonction publique de l'État, Titre III : fonction publique territoriale ; Titre IV : fonction publique hospitalière.

Parallèlement, les ministères et les gestionnaires des fonctions publiques territoriale et hospitalière ont engagé des réflexions et des études prospectives. Dans le cadre des travaux d'élaboration de leurs stratégies de réforme, les ministères ont notamment développé leurs démarches de gestion prévisionnelle, cherchant ainsi à évaluer leurs besoins en compétences futures. Ces exercices, initiés il y a une quinzaine d'années, ont débouché sur la mise en place, en 1998, des plans pluriannuels de modernisation. Ces plans se sont généralisés et approfondis depuis la tenue du comité interministériel de la réforme de l'État du 12 octobre 2000 et la publication, par le Premier ministre, de la circulaire du 2 décembre 2002 sur la réforme de l'État. Ces démarches de gestion prévisionnelle sont devenues un des éléments fondateurs des stratégies ministérielles de réforme discutées au Parlement à l'occasion du débat budgétaire et sont jointes au dossier soumis à l'Assemblée nationale et au Sénat préalablement à la discussion de la Loi de finances.

La mise en œuvre de ces démarches de gestion prévisionnelle ne se déroule cependant pas sans difficultés. Elle suppose qu'ait été mené au préalable un examen critique des missions assignées à chaque ministère et une évaluation de l'impact de ces éventuelles redéfinitions sur leurs besoins en compétences nouvelles. Elle suppose également de pouvoir s'appuyer sur des travaux de recherche et d'études.

Emploi public et marché du travail : un champ d'étude en développement

Relativement peu abordée jusqu'ici dans les études économiques françaises, la question de l'emploi public est, au contraire, très présente depuis une vingtaine d'années dans la littérature économique internationale (Gregory et Borland, 1999). Elle constitue, en effet, un objet d'étude original dans la mesure où les prises de décision dans le secteur public ne sont pas conditionnées par les seuls mécanismes de marché, mais aussi en grande partie par l'environnement politique.

D'un point de vue théorique, le volume de l'emploi public ainsi que le niveau des salaires dans ce secteur devraient être déterminés de manière à maximiser le bien-être social. Deux objectifs conjoints sont poursuivis : un objectif d'efficacité, mais aussi un objectif d'équité. Le décideur public doit alors chercher à offrir les services publics les plus appropriés aux moindres coûts, et, parallèlement, viser à corriger certaines inégalités ou discriminations existant dans le secteur privé.

La mise en œuvre de ces deux objectifs suppose l'existence de mécanismes particuliers de contrôle des décisions. Tirole (1994) puis Laffont (1999 et 2000) ont ainsi proposé un schéma d'analyse novateur, qui fait aujourd'hui référence dans la théorie économique. Partant du constat que la plupart des acteurs sociaux poursuivent, également, des intérêts privés, des mécanismes de contrôle doivent être mis en place de façon à éviter les interférences entre intérêts privés et publics sans porter atteinte à l'initiative individuelle. Il s'agit en fait de garantir aux acteurs publics une autonomie suffisante tout en évitant le développement des intérêts particuliers.

À côté de ces travaux théoriques, de nombreuses études empiriques traitent des caractéristiques principales des marchés du travail publics.

Une première série de travaux s'attache à quantifier, avec des méthodologies diverses, les écarts de salaires entre les secteurs public et privé. En termes statistiques, il s'agit là d'un exercice difficile. Les premiers travaux en la matière, entrepris à la fin des années 1970 aux États-Unis, comparaient des salaires moyens par profession à un niveau très détaillé. Ils se sont ensuite focalisés sur l'analyse toutes choses égales par ailleurs. Enfin, les études les plus récentes mettent l'accent sur le traitement du biais de sélection associé au choix du secteur d'activité (cf. par exemple Dustmann et Van Soest, 1998). Si les résultats obtenus diffèrent entre les pays, un certain nombre de constats ont néanmoins été mis en évidence. Les distributions de salaires dans le secteur public sont, en général, plus resserrées que celles observées au sein du secteur privé. Les études menées dans la plupart des pays concluent également à un différentiel de salaire positif en faveur des salariés du public, et plus accentué pour les femmes que pour les hommes. Cependant, les résultats apparaissent, en général, assez sensibles au choix de la spécification économétrique utilisée.

Une deuxième série de travaux cherche à expliquer l'évolution du taux de syndicalisation dans le secteur public et son impact sur la détermination des salaires. Le plus souvent, les salaires dans le secteur public sont fixés dans un environnement institutionnel différent de celui du secteur privé. Si le contenu et les modalités de la négociation varient suivant les pays, celle-ci reste dans tous les cas largement dépendante du pouvoir syndical. Une des caractéristiques des fonctions publiques est leur taux élevé de syndicalisation : au cours des années 1990, ce taux était estimé en moyenne dans l'Union européenne à 50 % dans le secteur public contre 25 % dans le secteur privé (Booth *et al.*, 2001). Aux États-Unis, ces taux sont moins élevés, mais les fonctionnaires ont une probabilité deux à trois fois supérieure à celle des salariés du secteur privé d'adhérer à un syndicat. La plupart des travaux portant sur ce thème ont cherché à expliquer ces différences, en mettant l'accent sur l'environnement institutionnel ou encore sur la plus grande taille des établissements dans le secteur public.

Enfin, une troisième série de travaux tente de déterminer les motifs intervenant dans la décision d'intégrer la fonction publique. Dans tous les pays, les caractéristiques des biens et des services publics offerts déterminent, pour partie, celles de l'emploi public : plus axé sur l'éducation, la santé, les services sociaux et l'administration, le secteur public se révèle, en moyenne, plus féminin et plus diplômé que le secteur privé. Les différences de salaires, les conditions macroéconomiques (Krueger, 1988), les caractéristiques personnelles des salariés (aversion pour le risque, altruisme, goût pour le secteur public) conditionnent aussi le choix d'entrer dans le secteur public (Perry et Wise, 1990 ; Goddeeris, 1988). La détermination du poids relatif de ces différents éléments dans la décision d'intégrer le secteur public pose toutefois un problème d'identification. Les mêmes caractéristiques peuvent, en effet, être corrélées avec la propension individuelle à rechercher un emploi public et la probabilité à l'obtenir : des modèles de « file d'attente » tentent de résoudre cette difficulté en estimant séparément une fonction d'offre et une fonction de demande de travail (Heywood et Mohanty, 1995).

En début de vie active, la fonction publique française est très attractive

L'article de **Denis Fougère et Julien Pouget** s'appuie sur ces travaux de recherche internationaux et cherche à expliquer, sur données françaises, les raisons qui peuvent

déterminer l'entrée dans la fonction publique. Ils montrent notamment, sur données agrégées, que l'attractivité de la fonction publique est sensible à la conjoncture macroéconomique, et en particulier au niveau du chômage.

Au-delà de ces résultats obtenus à un niveau agrégé, l'originalité de l'article consiste à estimer, sur données individuelles, un modèle microéconométrique de choix de secteur d'activité en début de carrière. Ce modèle permet de conclure à la forte attractivité de la fonction publique et ce, quelle que soit la période examinée – de basse ou de haute conjoncture – et les caractéristiques des personnes concernées – femmes ou hommes, peu ou très qualifiés. Plus importante pour les femmes et les moins qualifiés, la probabilité d'être potentiellement intéressé par la fonction publique est toujours supérieure à 50 %.

Si le rôle du chômage dans la décision d'intégrer la fonction publique est plus fort en basse conjoncture, dans tous les cas l'écart salarial de début de carrière en faveur du public est déterminant. En fait, quels que soient le niveau d'éducation et le sexe, les jeunes salariés titulaires du secteur public ont, à caractéristiques individuelles données, toujours un intérêt financier à intégrer ce secteur. Ces résultats renforcent ceux préalablement obtenus par Fournier (2001) concernant les femmes et les moins qualifiés. Fougère et Pouget vont au-delà, en proposant un modèle structurel qui rend compte des mécanismes de choix de secteur, et dont l'estimation économétrique permet donc de corriger le biais de sélection. Ils montrent ainsi que, compte tenu de leurs caractéristiques non observables dans les enquêtes sur l'emploi (parmi ces caractéristiques non observées, il faut ranger notamment les filières de formation, mais aussi les aptitudes des personnes), tous les agents du secteur public nouvellement recrutés, y compris les hommes les plus qualifiés, gagneraient moins en début de carrière s'ils travaillaient dans le privé.

Toutefois, lorsque les fonctions publiques sélectionnent leurs agents titulaires, elles retiennent, parmi les personnes qui ont un intérêt à se porter candidat dans le public, celles qui obtiendraient les meilleurs salaires dans le privé. Si les fonctionnaires avaient fait le choix du secteur privé, ils gagneraient plus que leurs homologues, candidats potentiels dans le public, et qui n'ayant finalement pas été sélectionnés ont été embauchés par le secteur privé.

Le rôle de l'emploi public dans les trajectoires d'insertion des jeunes

Comme les auteurs précédents, **Vanessa di Paola et Stéphanie Moullet** s'attachent plus particulièrement à étudier le rôle de l'emploi dans le secteur public en début de carrière. Elles prennent en compte à la fois les emplois de titulaires et les emplois temporaires, et examinent la place de ces emplois dans les parcours d'insertion des jeunes, en analysant la période (1998-2001) marquée notamment par la création des emplois jeunes.

La source utilisée (l'Enquête *Génération 98* du Céreq) permet de reconstituer finement, au mois le mois, les périodes d'emploi et de non-emploi des jeunes sortants du système éducatif en 1998, pour construire une typologie de parcours d'insertion. Cette analyse descriptive confirme que le rôle de l'emploi public en début de carrière diffère notablement selon le sexe et le niveau de formation : les femmes et les plus diplômés s'insèrent plus rapidement et plus fréquemment dans le secteur public.

Le rôle précis des emplois temporaires dans le secteur public et le secteur privé pour l'accès à un emploi pérenne est difficile à évaluer, dans la mesure, notamment, où la période étudiée est inférieure à la durée contractuelle des emplois jeunes. Cependant, di Paola et Moullet fournissent quelques éléments permettant de juger de l'effet de ce type d'emploi sur la suite du parcours professionnel. Il semble que le passage par un emploi temporaire dans le secteur public accroisse les chances d'obtenir par la suite un emploi pérenne dans ce secteur, mais sans pour autant favoriser parallèlement l'insertion dans le secteur privé.

Les deux autres articles, ceux de Philippe Raynaud et d'Aline Pauron, précisent certaines des caractéristiques de l'emploi public. Leurs enseignements sont de deux ordres : de manière positive, ils contribuent à améliorer notre connaissance des trois fonctions publiques ; en négatif, ils illustrent les limites des sources spécifiques disponibles pour répondre à des problématiques propres à l'emploi public.

L'État reste le premier employeur public, mais la part de l'emploi territorial progresse

L'article de **Philippe Raynaud** présente un cadrage à moyen terme de l'évolution de l'emploi public. Au-delà du constat global sur le niveau et le taux de croissance cumulé des effectifs publics sur les vingt dernières années, un de ses enseignements concerne les disparités d'évolution des trois fonctions publiques. Après une forte augmentation au début des années 1980, la croissance des effectifs de l'État a adopté un rythme modéré conduisant, à moyen terme, à une augmentation cumulée des effectifs de la fonction publique d'État comparable à la croissance de la population active. L'État reste cependant le premier employeur public avec 52 % des emplois, mais il s'agit d'un constat en termes de stock et non de flux.

C'est la fonction publique territoriale qui connaît la plus forte croissance sur la période 1980-2001, en liaison avec la montée en puissance des missions confiées, sur l'ensemble de la période, aux instances territoriales. Cette constatation est d'importance en matière de gestion prévisionnelle des effectifs, compte tenu de l'atomisation des employeurs dans cette fonction publique et du poids du recrutement local de ces personnels.

La période étudiée s'arrêtant en 2001, l'impact de la mise en place de l'aménagement et la réduction du temps de travail dans les trois fonctions publiques, et plus particulièrement dans la fonction publique hospitalière avec le plan triennal « hôpital », n'est pas encore visible.

En part relative, le développement de la fonction publique territoriale s'est fait au détriment de la fonction publique d'État, mais on ne dispose pas d'éléments permettant de chiffrer les transferts de personnels entre les deux fonctions publiques. Or, quand on s'interroge sur la capacité des marchés locaux de l'emploi à satisfaire simultanément les besoins de recrutement des administrations et ceux des PME confrontées dans un avenir proche au même phénomène de départs massifs à la retraite, savoir dans quelle mesure la croissance de l'emploi dans les collectivités locales est endogène à la fonction publique s'avère fondamental.

Au sein de la fonction publique d'État, la mobilité existe mais sous des formes spécifiques

L'article d'**Aline Pauron** aborde cette problématique sous un autre angle. Elle s'intéresse à la mobilité des fonctionnaires civils de l'État présents deux années consécutives, entre 1989 et 2001. Elle prend en considération trois types de mobilité, à la fois géographique, professionnelle (dans l'article on parle de mobilité structurelle) et catégorielle. La mobilité est un des enjeux fondamentaux de la gestion des ressources humaines dans la mesure où elle permet d'engranger du « capital humain » utile non seulement à l'individu mais également à l'entreprise ou à l'administration à laquelle il appartient. Elle favorise également la dissémination des savoirs. Contrairement aux idées reçues, la mobilité existe dans la fonction publique même si elle prend des modalités différentes de celles observées dans le secteur privé.

La mobilité géographique concerne, en moyenne, chaque année, près de 4 % des fonctionnaires de l'État. La mobilité catégorielle s'avère largement conditionnée par les mesures générales de reclassement décidées par les pouvoirs publics qu'il s'agisse, au début des années 1990, du reclassement des agents de catégorie D en catégorie C, ou au cours des années 1990, des transformations d'emploi ayant permis de constituer le corps des professeurs des écoles.

La mobilité structurelle est la plus difficile à appréhender. On touche là à une des limites de la source utilisée, les fichiers de paye des agents de l'État. L'étude ne mesure que les mobilités professionnelles fortes, correspondant à un changement de ministère ou de service à l'intérieur d'un ministère, sans toutefois retracer certaines d'entre elles comme la mise à disposition, dans laquelle le fonctionnaire demeure rémunéré par son administration d'origine. Toutefois, certains parcours professionnels traditionnels sont mis en évidence comme les échanges entre le ministère de la Justice et celui de l'Intérieur ou, au sein du ministère des Affaires étrangères, les allers et retours entre les agents en poste en administration centrale et ceux des ambassades et consulats. Pour aller plus loin et répondre à la question sur la perméabilité entre les fonctions publiques et les échanges avec le secteur privé, il conviendrait soit d'étudier des trajectoires individuelles, soit de disposer de sources transversales aux trois fonctions publiques, ou même à l'ensemble des salariés. À l'heure actuelle, seules des données d'enquête (et non pas des données administratives) permettent de réaliser cet exercice (Amossé, 2003 ; Dupays, 2003).

*
* *

Une analyse rigoureuse du marché du travail français ne peut faire l'économie de la prise en compte du secteur public. Cette approche peut être rendue difficile par les mécanismes institutionnels propres qui régissent ce secteur, mécanismes que les économistes ont moins de facilité à modéliser que ceux qui régissent le secteur privé : le marché du travail du secteur public est un marché pour l'instant assez segmenté, du fait de sa structure particulière par corps que l'on intègre par le biais de concours bien précis.

Ce dossier explore quelques pistes permettant de modéliser ou de mesurer ces mécanismes, qu'il s'agisse par exemple de l'entrée dans la fonction publique, ou bien des différentes formes de mobilité. Les analyses futures, en s'appuyant au besoin sur des données longitudinales, devront tenter de tenir compte de l'ensemble des caractéristiques des carrières offertes dans le secteur public : il s'agira de se pencher sur les aspects non monétaires et notamment les conditions de travail (Guignon et Vinck, 2003), mais aussi de mieux prendre en compte les aspects salariaux en analysant l'ensemble des carrières salariales ainsi que les retraites.

Marie-Christine Parent

Division exploitation des
fichiers administratifs sur
l'emploi et les revenus, Insee

Julien Pouget

Division salaires et
revenus d'activité, Insee,
Crest et IZA (Bonn)

Catherine Zaidman

Observatoire
de l'emploi public

BIBLIOGRAPHIE

- Amossé T. (2003)**, « Interne ou externe, deux visages de la mobilité professionnelle », *Insee Première*, n° 921.
- Booth A., Burda M., Calmfors L., Checchi D., Naylor R. et Visser J. (2001)**, « What Do Unions Do in Europe? » in Boeri T., Brugiavini A. et Calmfors L. (eds.), *The Role of the Unions in the Twenty-first Century*, Oxford University Press.
- Cieutat B. et Tenzer N. (2000)**, *Fonctions publiques : enjeux et stratégie pour le renouvellement*, Rapport pour le Commissariat général du plan, La documentation Française, Paris.
- Dupays S. (2003)**, « La mobilité dans la fonction publique : mythe ou réalité », Annexe n° 3 du *Rapport annuel d'activité de l'Observatoire de l'emploi public*, La documentation Française, 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.
- Fauroux R. et Spitz B. (2000)**, *Notre État : Le livre vérité de la fonction publique*, Éditions Robert Laffont, Paris.
- Fauroux R. et Spitz B. (2004)**, *État d'urgence : Réformer ou abdiquer, le choix français*, Éditions Robert Laffont, Paris.
- Fournier J.-Y. (2001)**, « Comparaison des salaires des secteurs public et privé », document de travail, Direction des Études et synthèses économiques, n° G2001/11, Insee.
- 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 J. Borland (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.
- Guignon N. et Vinck L. (2003)**, « Les conditions de travail dans la fonction publique », *Premières informations, premières synthèses*, n° 40.1 (octobre), Dares.
- Heywood J.S. et Mohanty M.S. (1995)**, « Estimation of the US Federal Job Queue in the Presence of an Endogenous Queue », *Économica*, vol. 62, pp. 479-493.
- Krueger A. (1988)**, « The Determinants of Queues for Federal Jobs », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 41, pp. 567-581.
- Laffont J.-J. (1999)**, *Incentives and Political Economy*, Oxford University Press, Oxford.
- Laffont J.-J. (2000)**, « Étapes vers un État moderne : une analyse économique », in Conseil d'Analyse Économique, *État et gestion publique : actes du colloque du 16 décembre 1999*, La documentation Française, Paris, pp. 117-150.
- Massal P. (2002)**, « Les sorties de fonction à l'horizon 2018 : à partir de 2009, retour au calme progressif », Point Stat n° 02.02, DGFAP, Ministère de la fonction publique et de la réforme de l'État.
- OCDE (1997)**, « La mesure de l'emploi public dans les pays de l'OCDE : sources, méthodes et résultats », document de travail n° GD(97)232.
- OCDE (2003)**, « Gérer la haute fonction publique : la réforme de la haute fonction publique dans les pays membres de l'OCDE », document de travail n° GOV/PUMA(2003)17.
- Observatoire de l'emploi public (2001, 2002, 2003)**, *Rapport annuel d'activité 2001, 2002 et 2003*, La documentation Française, Paris.
- Perry, J.L. et Wise L.R. (1990)**, « The motivational Bases of Public Service », *Public Administration Review*, vol. 50, pp. 367-373.
- Tirole J. (1994)**, « The Internal Organization of Government », *Oxford Economic Papers*, n° 46, pp. 1-26.
- Vallemont S. (1999)**, *Gestion des ressources humaines dans l'administration : rapport au ministre de la fonction publique, de la réforme de l'État et de la décentralisation*, La documentation Française, Paris.

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

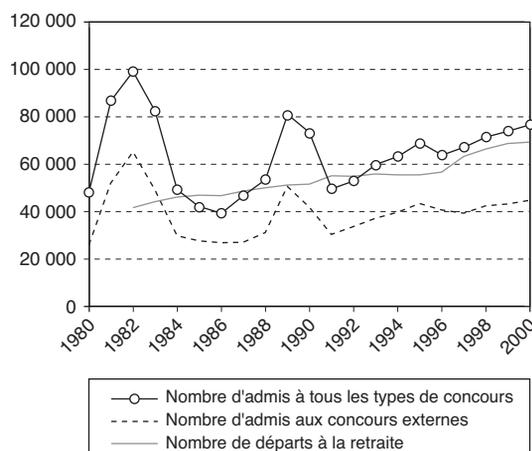
Le volume de la demande de travail de l'État peut être appréhendé à travers divers indicateurs, qui sont de toute évidence corrélés. Le ministère de la Fonction publique publie par arrêté le nombre de postes offerts aux différents concours, puis il effectue annuellement dans son rapport d'activité le 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

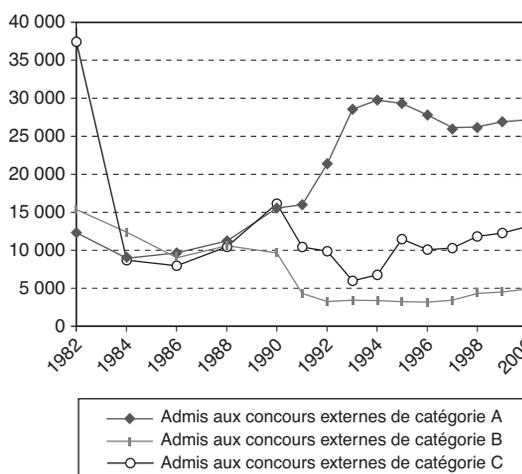
Le taux de candidature aux concours d'entrée dans la fonction publique constitue un bon indicateur de l'attractivité de ce secteur. Ce taux est défini comme le rapport du nombre d'inscrits au nombre de postes offerts. De même, la sélectivité d'un concours est usuellement définie comme le rapport du nombre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



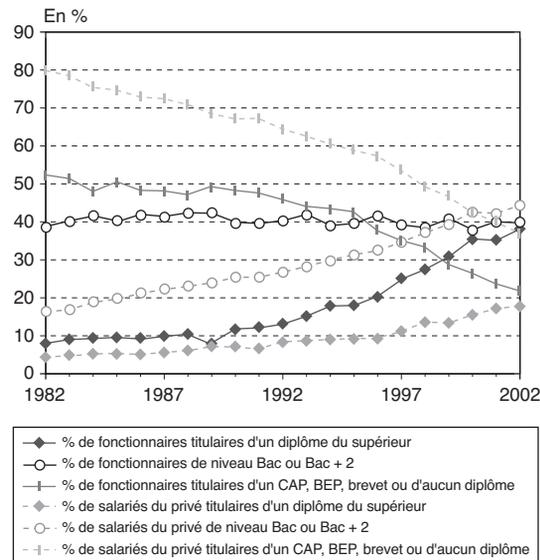
Lecture : parmi les corps de catégorie A, figure celui de professeur des écoles depuis sa création. Le corps des instituteurs est inclus dans la catégorie B.
Source : Direction générale de l'administration et de la fonction publique (DGAFP).

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

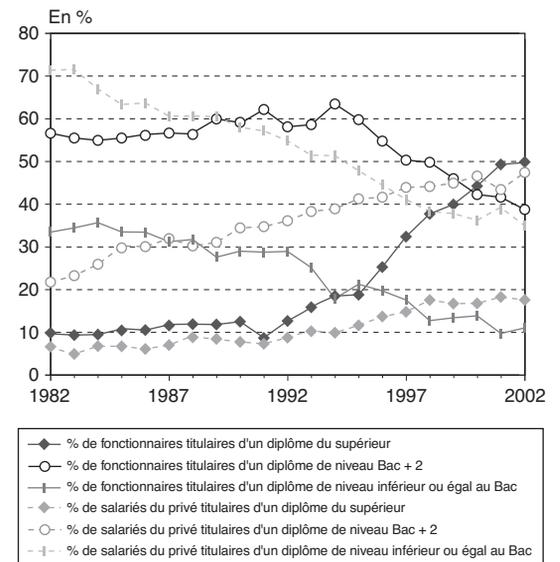
l'État, Insee). La fixation des salaires dans le secteur public étant moins sensible à la conjoncture économique que dans le secteur privé, le rapport des deux revêt également un caractère cyclique, qu'on peut relier à l'évolution de la sélectivité, notamment au cours de la décennie 1990. La liaison 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

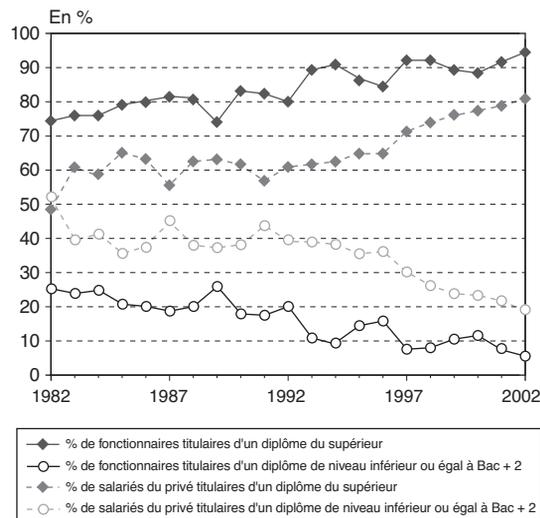
A - Tous salariés confondus



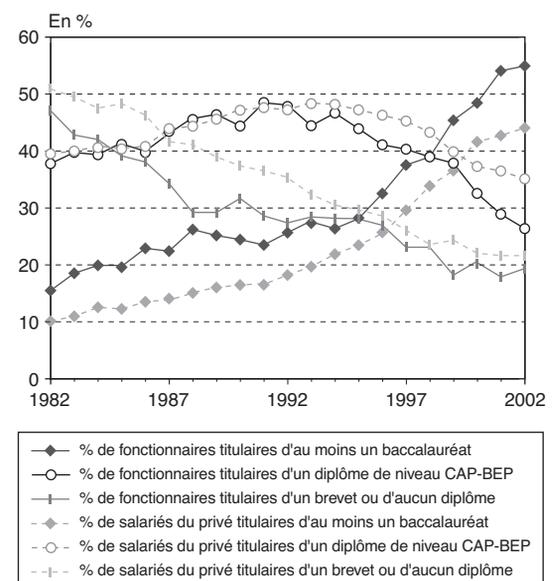
C - Professions intermédiaires des secteurs privé et public (catégorie B, y compris instituteurs et professeurs des écoles)



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)

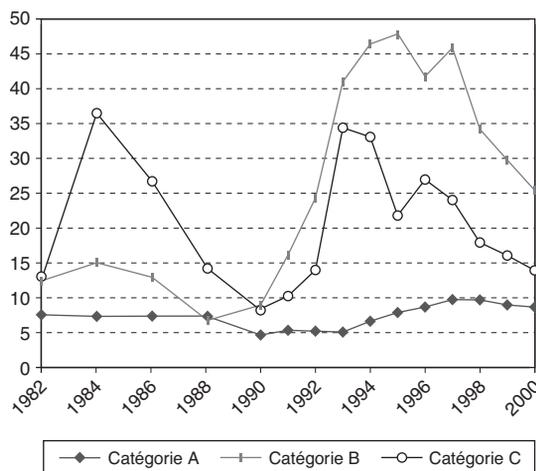


Lecture : le total pour chaque secteur vaut 100 %.
Champ : le secteur public est ici défini comme l'ensemble des fonctionnaires titulaires travaillant au sein des administrations nationales, des collectivités locales, des hôpitaux publics et des HLM. Le secteur privé rassemble les salariés en contrat 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.

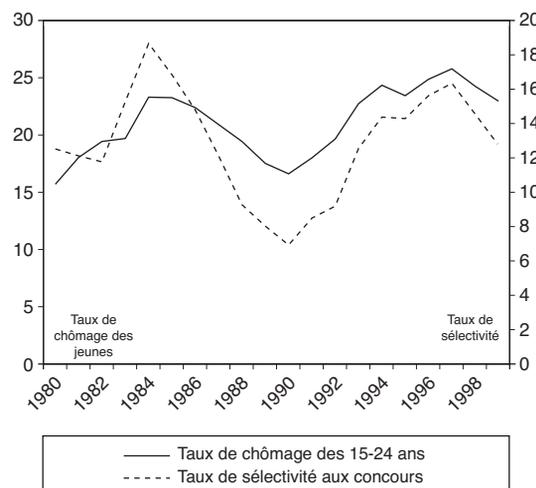
Afin de corroborer ces premières analyses, on dispose d'un fichier (source : DGAFP) qui concerne les concours les plus pérennes depuis 1980. Ces séries (8) représentent un peu moins de la moitié des postes offerts chaque année dans la fonction publique d'État (c'est-à-dire hors fonction publique territoriale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

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 %.

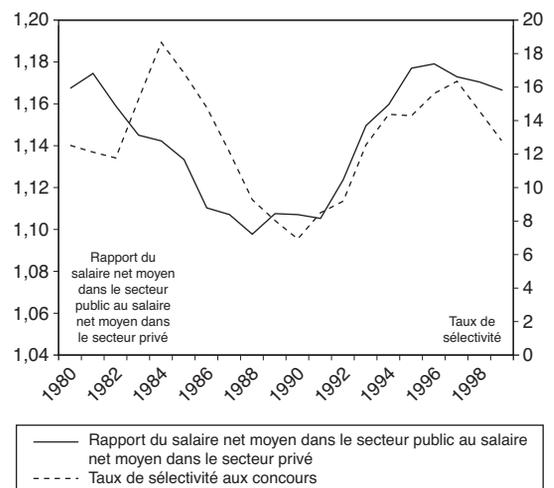
Sources : Insee et DGAFP.

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.

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) ; 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-

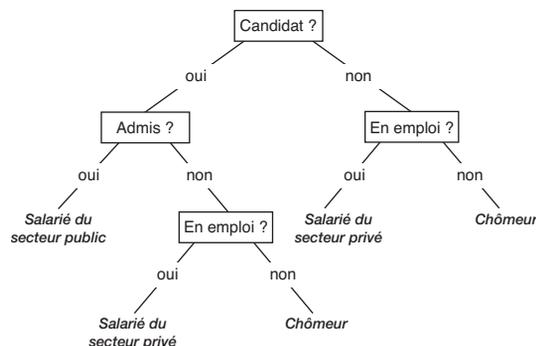
lyse économétrique plus aboutie peut permettre de valider.

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 chômeurs qui ne se sont pas portés candidats, 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.

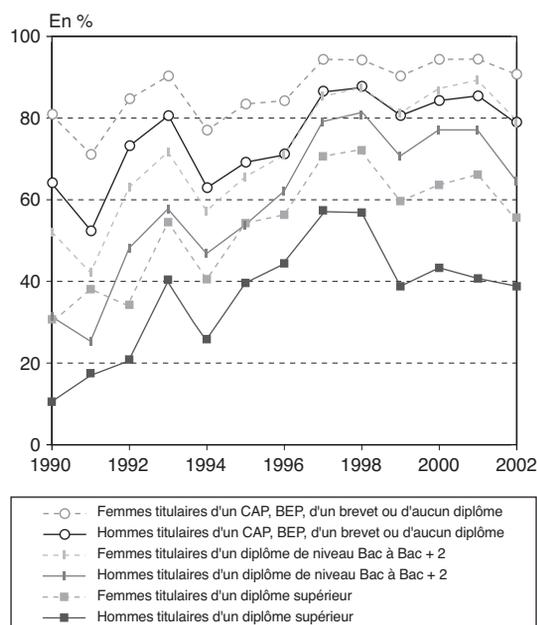
Champ : salariés à temps plein du secteur privé en CDD ou CDI, salariés titulaires à temps plein de la fonction publique, et chômeurs de 25 à 30 ans ; le modèle est estimé avec un taux de remplacement égal à 70 %.

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

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.

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).

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

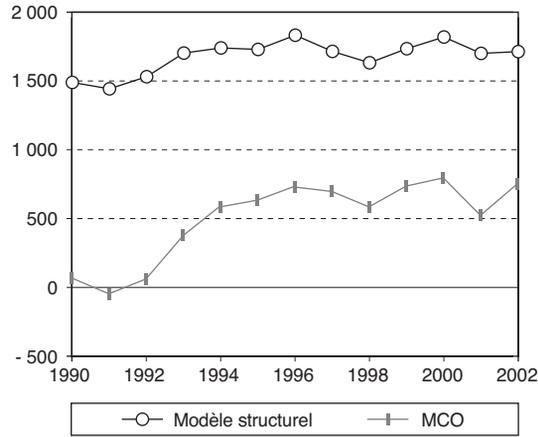
17. On trouve ainsi que la proportion de diplômés du supérieur s'est nettement accrue parmi les personnes ayant intégré la fonction publique depuis 1980. Les diplômés universitaires constituent donc un moyen de gagner des places dans la file d'attente.

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.

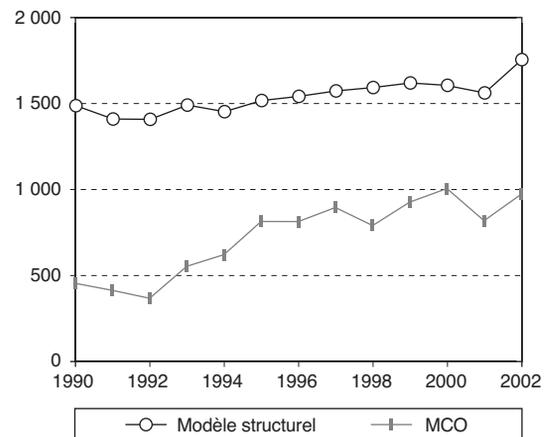
Graphique VIII

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

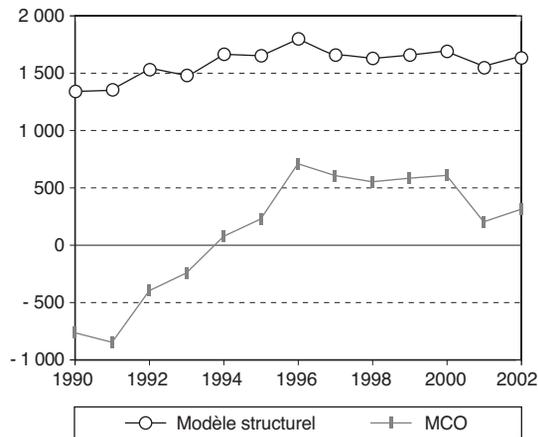
A - Hommes fonctionnaires, titulaires d'un CAP, BEP, d'un brevet ou d'aucun diplôme



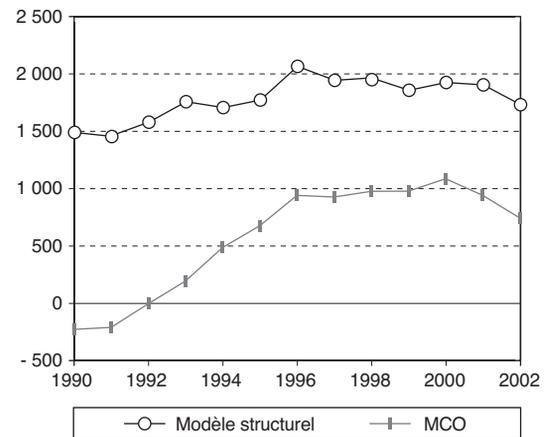
B - Femmes fonctionnaires, titulaires d'un CAP, BEP, d'un brevet ou d'aucun diplôme



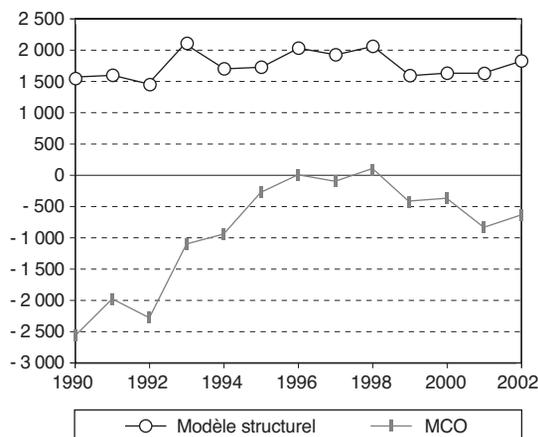
C - Hommes fonctionnaires, titulaires d'un diplôme de niveau Bac à Bac + 2



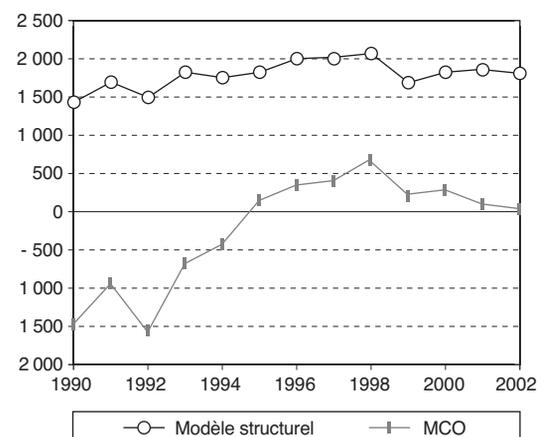
D - Femmes fonctionnaires, titulaires d'un diplôme de niveau Bac à Bac + 2



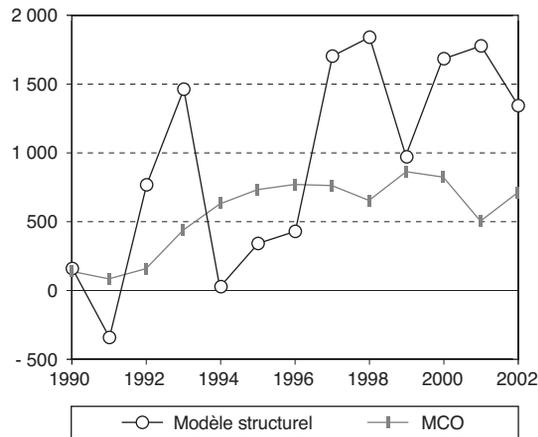
E - Hommes fonctionnaires, titulaires d'un diplôme supérieur



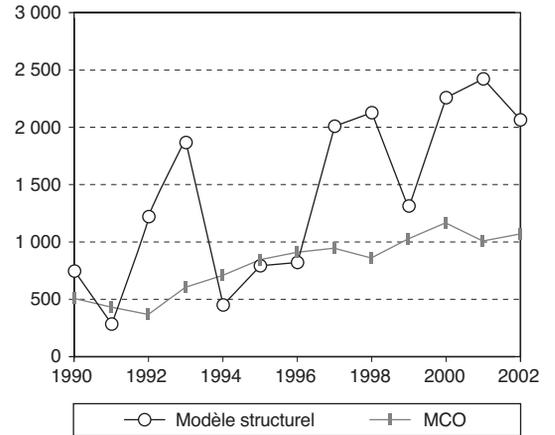
F - Femmes fonctionnaires, titulaires d'un diplôme supérieur



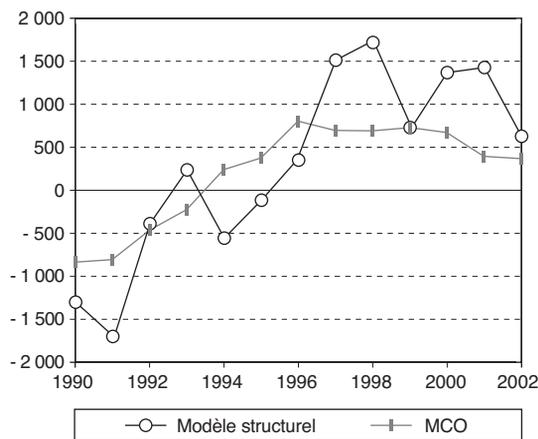
G - Hommes salariés du secteur privé titulaires d'un CAP, BEP, d'un brevet ou d'aucun diplôme



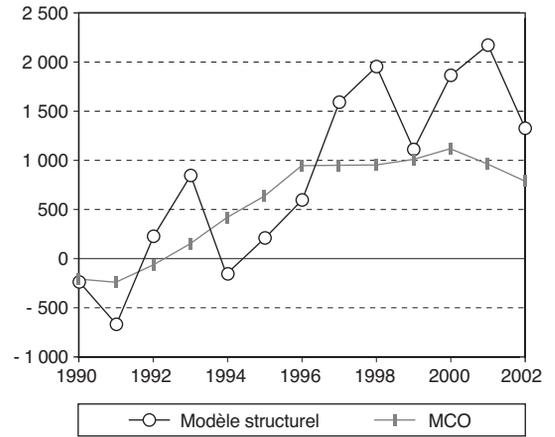
H - Femmes salariées du secteur privé, titulaires d'un CAP, BEP, d'un brevet ou d'aucun diplôme



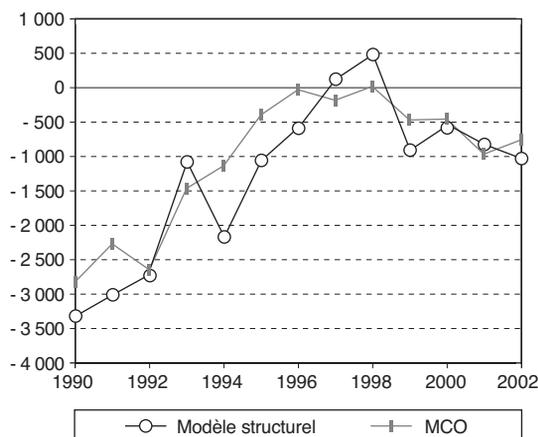
I - Hommes salariés du secteur privé, titulaires d'un diplôme de niveau Bac à Bac + 2



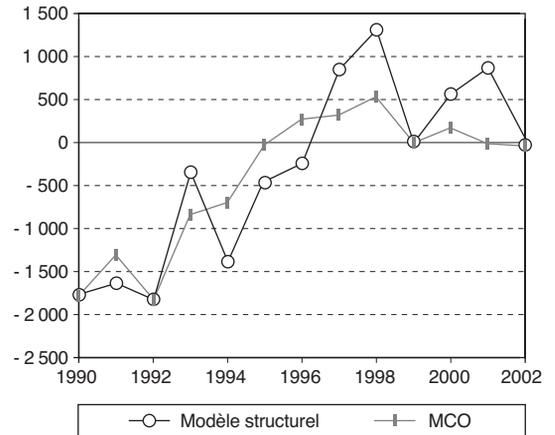
J - Femmes salariées du secteur privé, titulaires d'un diplôme de niveau Bac à Bac + 2



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*).

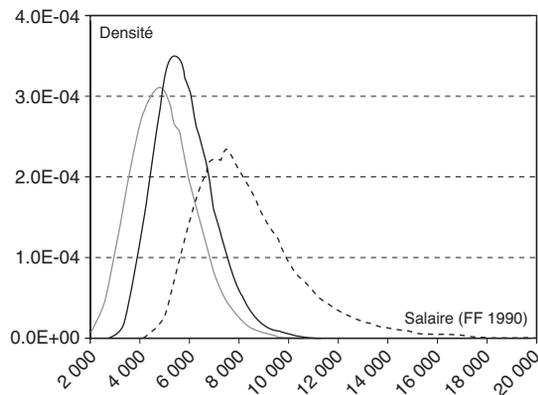
Les résultats sont similaires pour chaque année. Ils montrent en particulier que les concours de la fonction publique recrutent bien, parmi tous les candidats qui auraient obtenu par ailleurs un emploi dans le secteur privé, ceux dont le salaire potentiel dans ce secteur est le plus élevé. De ce point 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

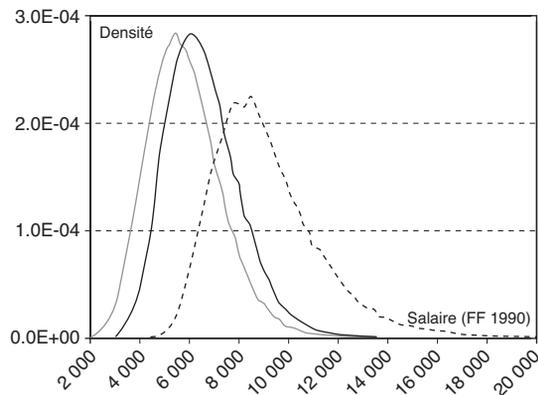
hommes : la réussite au concours paraît en effet traduire pour elles une différence de salaire privé potentiel plus importante que celle des hommes. De même, les individus moins diplômés semblent soumis à un processus plus sélectif que les plus diplômés. Cela dit, alors que les salaires potentiels dans 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

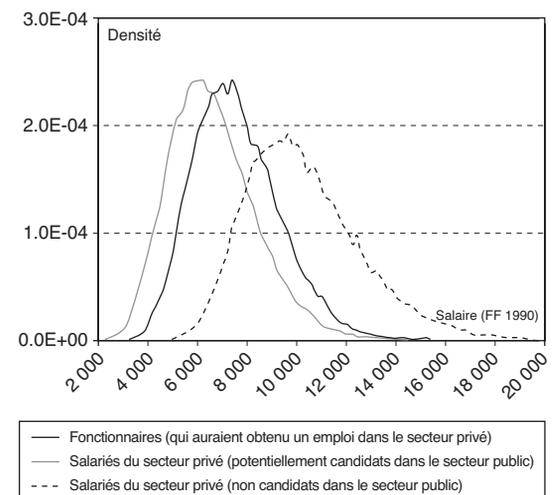


B - 1995



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

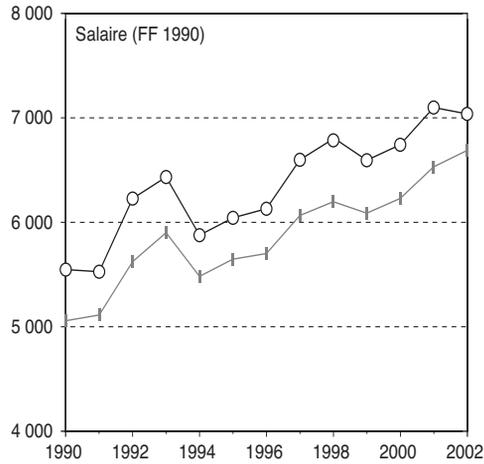


Lecture : les salaires mensuels sont exprimés en francs de 1990. Champ : salariés de 25 à 30 ans à temps plein du secteur privé en CDD ou CDI, salariés de 25 à 30 ans titulaires à temps plein de la fonction publique. Le fait pour un salarié du privé d'avoir été ou non potentiellement candidat à l'entrée 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.

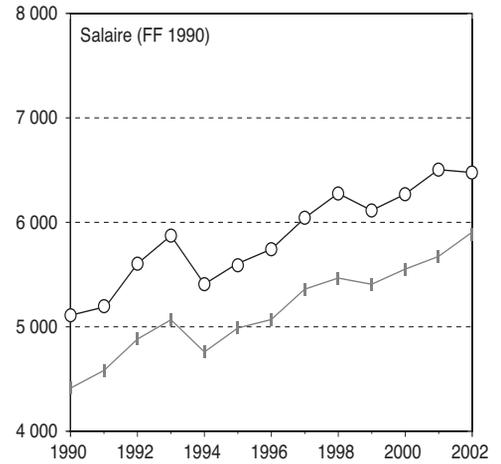
Graphique X

Évolutions des salaires mensuels potentiels dans le secteur privé

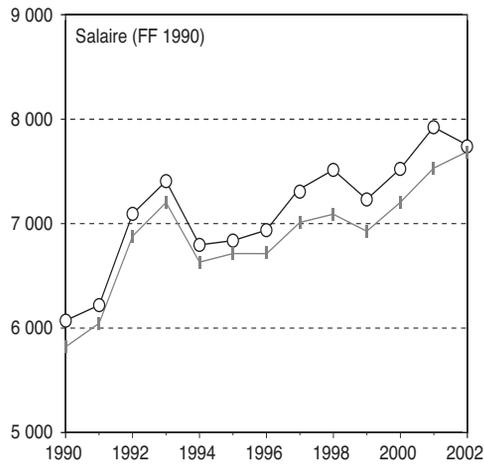
A - Hommes titulaires d'un CAP, BEP, d'un brevet ou d'aucun diplôme



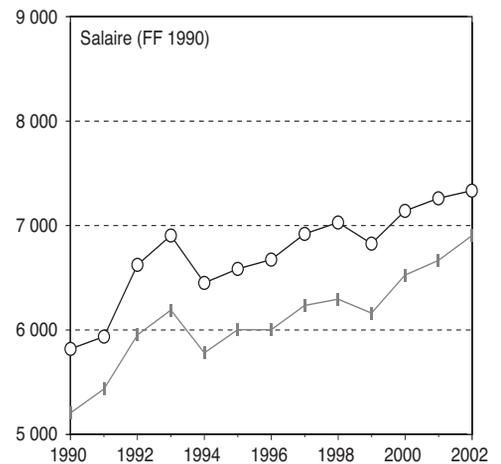
B - Femmes titulaires d'un CAP, BEP, d'un brevet ou d'aucun diplôme



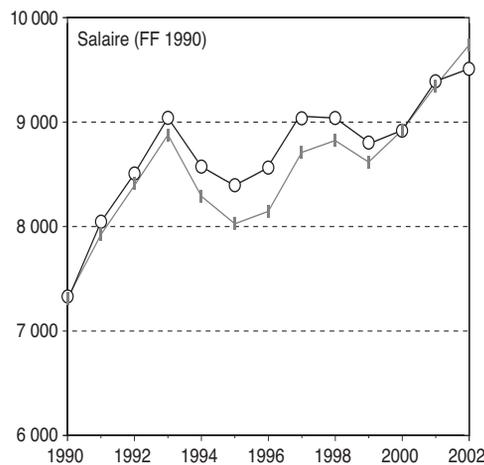
C - Hommes titulaires d'un diplôme de niveau Bac à Bac + 2



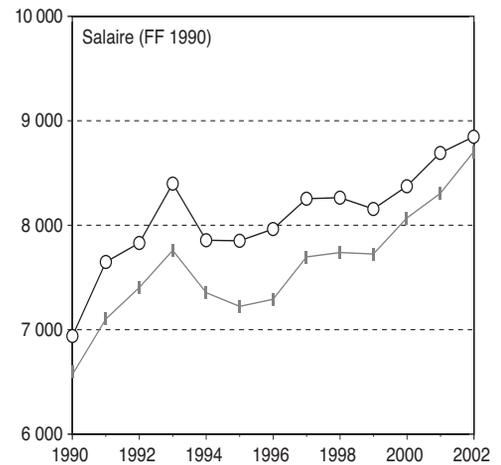
D - Femmes titulaires d'un diplôme de niveau Bac à Bac + 2



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 :

$$\Pr[W_1 = w_1, C = 1, R = 1] = \frac{1}{\sigma_1} \varphi \left(\frac{u_1}{\sigma_1} \right) \cdot \int_{a_f}^{+\infty} \int_{b_f}^{+\infty} \varphi_2(x, y, R_f) dx dy$$

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 $\varphi_2(x, y, R) = \frac{1}{2\pi\sqrt{1-R}} \exp\left(-\frac{x^2 - 2Rxy + y^2}{2(1-R)}\right)$ est la densité de la loi normale bivarieée 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.*

L'emploi public et les trajectoires d'insertion des jeunes

Vanessa di Paola et Stéphanie Moullet*

Analyser le rôle de l'emploi dans le secteur public dans l'insertion des jeunes permet de mieux cerner qui sont les jeunes passant par ce secteur et d'évaluer l'importance de cet employeur dans leur parcours d'insertion. À partir d'un échantillon de jeunes sortis du système scolaire en 1998 et qui ont connu au moins un épisode d'emploi dans la fonction publique dans les trois années suivantes, neuf parcours types d'insertion ont été construits. Si ces trajectoires ne permettent pas de préjuger du rôle du passage par l'emploi dans le secteur public dans l'accès à un statut de fonctionnaire titulaire ou un CDI du secteur privé pour cette cohorte, elles permettent néanmoins d'éclairer la façon dont ces itinéraires se construisent différemment, en particulier pour les hommes et les femmes. On remarquera néanmoins que l'analyse porte sur une période de bonne conjoncture économique où l'emploi des jeunes a bénéficié aussi des créations massives d'emplois aidés dans le secteur public (les emplois jeunes sont créés en 1997).

Ainsi, les jeunes femmes de cette cohorte accèdent rapidement au marché interne de la fonction publique : elles sont en proportion plus élevée et ont une plus grande chance d'accéder au statut de fonctionnaire à l'issue de la formation initiale. À l'inverse, les jeunes hommes ont plus souvent des trajectoires où l'emploi public est tardif dans le parcours. Plus généralement, les trajectoires marquées par un passage assez long dans un emploi public sont davantage féminines, alors que les hommes ont une plus grande probabilité d'appartenir à des trajectoires dont l'état dominant est le CDD du secteur privé, l'emploi jeune ou le chômage. À cet effet vient s'ajouter celui du niveau de qualification, puisqu'il y a davantage de femmes diplômées dans les trajectoires d'insertion rapide dans le secteur public, et plus d'hommes diplômés dans celles où le secteur privé domine. Mais indépendamment de cette répartition, les jeunes des trajectoires passant par le secteur public ont des niveaux de qualification plus élevés. Cette typologie montre également la place occupée par l'emploi dans le secteur public contractuel dans l'insertion des jeunes, cet emploi ne débouchant pas toujours sur un CDI ou sur le statut de fonctionnaire.

Au-delà de la typologie obtenue, l'estimation des probabilités d'accès au statut de fonctionnaire d'une part et d'un CDI d'autre part, permet d'appréhender le rôle de l'emploi en CDD dans le secteur public. Ainsi, être passé par un emploi antérieur en CDD (de plus de 6 mois) accroît les chances de se stabiliser dans le secteur public si et seulement si cet emploi s'est effectué dans le secteur public. Une expérience d'emploi en CDD dans le secteur privé a, en revanche, moins de chances de conduire au statut de fonctionnaire.

* Vanessa di Paola appartient au Lest-Idep et Stéphanie Moullet au Céreq.
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Si avec un quart de la population active dans ses rangs, la fonction publique est, en France, le premier employeur, l'accent est rarement mis sur le rôle de l'emploi public dans l'insertion des jeunes. Pourtant, en 2001, 14 % de la population active de moins de 30 ans est employée dans la fonction publique d'État ou territoriale. L'importance de cet employeur, notamment du fait de sa taille, et les prochains départs massifs en retraite des agents de la fonction publique, et d'éventuelles difficultés de recrutement à venir, posent la question de son attractivité. Si cette attractivité intéresse l'employeur, du point de vue des jeunes, la question devient celle de l'usage qui peut être fait de l'emploi public dans leur parcours d'insertion professionnelle. La période étudiée, de 1998 à 2001, correspond à une reprise de l'emploi associée à la création massive d'emplois aidés à destination des jeunes (création des emplois jeunes en 1997).

La spécificité d'une analyse économique de l'emploi public tient au mode de fonctionnement particulier du secteur public où coexistent un marché interne très spécifique sur lequel l'emploi est pratiquement garanti à vie et un marché externe dont on peut interroger le fonctionnement : est-il organisé comme un marché concurrentiel privé (CDD du secteur public) ou bien a-t-il pour objectif de se substituer à l'employeur privé pour les jeunes en difficulté (cas des mesures d'aide à l'insertion) ? Pour les entrants sur le marché du travail, les mobilités, selon leur fréquence et la nature des transitions en cause, peuvent traduire des parcours d'insertion où le passage par un emploi dans la fonction publique, quel que soit son statut, ne permet pas de stabilisation visible en emploi durable (en 2001, seule la moitié des jeunes en emploi dans la fonction publique se déclare fonctionnaire, alors que l'autre moitié se répartit sur une pluralité de statuts). À l'inverse, elles peuvent refléter une stratégie de construction de début de carrière professionnelle où l'emploi public tient une place déterminante. L'accès à un marché interne, celui de la fonction publique, pourrait dans ce cas relever de logiques non opportunistes. La complexification des parcours professionnels y prend une forme particulière : la carrière peut y débiter par des emplois précaires, coût d'entrée pour l'accès à un parcours « sécurisé ».

Dans cette perspective, à l'intersection des questions de l'insertion professionnelle et des

recrutements des débutants par la fonction publique (le renouvellement de sa main-d'œuvre), on s'attachera à donner des éléments de réponse aux questions suivantes : quelle est la nature de l'insertion professionnelle des jeunes qui connaissent un ou plusieurs emplois dans la fonction publique en début de vie active ? Du point de vue de la stratégie individuelle de construction de début de carrière professionnelle, quelle est l'efficacité du passage par un emploi dans la fonction publique ? Quels sont les profils des jeunes pour lesquels ce passage conduit à une situation d'emploi stabilisée ?

Pour ce faire, on analyse la place des séquences d'emploi public dans les trajectoires d'insertion. Ainsi, à partir des trois premières années de vie active, on construit des trajectoires types afin d'appréhender la spécificité de l'employeur public dans l'insertion des jeunes, quel que soit leur niveau de formation. On ne s'intéresse alors qu'aux individus ayant connu *au moins* un épisode d'emploi dans le secteur public. Les jeunes ont-ils un désir d'intégrer la fonction publique et mettent-ils en place des stratégies d'insertion sur le marché interne public ? Si de telles stratégies existent, elles passent par le choix d'une formation permettant une entrée rapide en tant que fonctionnaire ou par un accès au marché interne par l'intermédiaire d'un emploi public non titulaire.

L'objectif de cet article est double : descriptif en proposant une typologie de parcours professionnels en début de vie active de la génération 1998 ; analytique en évaluant l'effet causal du passage par un emploi public, hors emplois aidés, sur l'obtention ultérieure d'un emploi à durée indéterminée dans les secteurs public (statut de fonctionnaire) ou privé. Dans quelle mesure l'accès au statut de fonctionnaire au terme des trois premières années de vie active est-il favorisé par le fait d'avoir connu préalablement un CDD du secteur public, plutôt que du secteur privé ?

Plus précisément, après avoir présenté les données utilisées, issues de l'enquête *Génération 98* du Céreq, on établit la typologie des trajectoires professionnelles des jeunes expérimentant au moins un emploi dans la fonction publique, restreinte à la fonction publique

d'État et territoriale (1). Afin de préciser le rôle des déterminants individuels dans les liens que les jeunes entretiennent avec la fonction publique, les déterminants de l'appartenance aux différents parcours types d'insertion sont ensuite identifiés. L'accent est enfin mis sur l'accès à un statut d'emploi pérenne : quels sont les facteurs explicatifs des probabilités d'emplois de fonctionnaire ou en CDI après trois ans de vie active et en particulier quel est le rôle des CDD des secteurs public et privé ?

L'insertion professionnelle et l'enquête *Génération 98*

Les données utilisées sont issues de l'enquête *Génération 98* réalisée en mars 2001 par le Centre d'Études et de Recherches sur les Qualifications (Céreq). Elles concernent 55 000 sortants du système éducatif en 1998 tous niveaux de formation et toutes spécialités de formation confondues parmi les 750 000 primo-sortants à cette date. Les données sont rétrospectives et portent sur la période de janvier 1998 à mars 2001. Elles permettent d'analyser les trois premières années de vie active au regard de la formation initiale (2). Elles autorisent donc la comparaison des modalités d'insertion professionnelle des jeunes selon leur niveau d'éducation dans une même conjoncture économique (cf. encadré 1).

Les jeunes et le secteur public

Afin d'identifier la singularité des jeunes expérimentant un emploi dans le secteur public au cours de leurs premières années de vie active, on construit un sous-échantillon composé de jeunes ayant connu l'emploi public (échantillon dit « secteur public »), ce qui permet de mettre en évidence les particularités de cette population comparativement à l'échantillon global (la population de *Génération 98*).

Le sous-échantillon « secteur public » concerne uniquement les individus (et les informations relatives aux séquences d'emploi et de non-emploi) dont au moins un emploi, d'une durée minimale d'un mois sur la période d'observation, s'exerce dans la fonction publique d'État ou territoriale, quel que soit son statut.

Alors que la population des jeunes sortant du système éducatif en 1998 est pour 51 % compo-

sée d'hommes, l'échantillon des jeunes ayant exercé au moins un emploi dans le secteur public est majoritairement féminin (59 % de femmes, répartition identique dans les deux fonctions publiques) (cf. annexe 1). La prédominance des femmes dans le secteur public se constate donc chez les jeunes comme pour l'ensemble de la population active (Audier, 2000).

La répartition des niveaux de formation (3) au sein de l'échantillon diffère de celle observée dans la population totale des sortants du système éducatif (cf. annexe 1) : le niveau II, avec 30 % de l'effectif, est le plus représenté (contre le niveau Vbis pour l'ensemble de la population) ; ce niveau étant celui des enseignants et donc en lien avec la part des emplois occupés dans l'Éducation nationale (34 % des emplois du secteur public en mars 2001 dans l'enquête). Les sortants de formation initiale détenteurs d'un diplôme supérieur à bac + 2 sont surreprésentés au sein de l'échantillon « secteur public » relativement à l'ensemble des sortants (38 % contre environ 19 %).

Le poids des formés de niveau IV + (17 %), plus nombreux que les niveaux IV (12 %), est une caractéristique notable de l'échantillon « secteur public » dans la mesure où les ordres de grandeur sont inversés dans la population globale (12,3 % de niveau IV +, contre 17,4 % de niveau IV). Ce poids des jeunes sortants de l'enseignement supérieur sans en être diplômé pourrait être dû aux jeunes qui décident finalement de passer un concours de la fonction publique. Cette hypothèse pourra être vérifiée dans l'analyse des trajectoires d'insertion.

La structure des niveaux de formation diffère entre fonction publique d'État et territoriale. Si 48 % des jeunes en emploi dans la fonction

1. L'exclusion de la fonction publique hospitalière dans une étude relative au rôle de l'emploi public dans l'insertion des jeunes peut surprendre. Il s'agit en fait d'un choix pragmatique dû à la difficulté de distinguer hôpitaux publics et privés dans l'enquête. Mais ce choix peut également s'expliquer lorsqu'on s'intéresse aux entrants sur le marché du travail puisqu'en effet la fonction publique hospitalière a des canaux de recrutement spécifiques. Il y a non-substitution entre cette fonction publique et les autres fonctions publiques étant donnée la singularité des métiers qu'elle concerne (il n'y aurait que les entrées comme directeurs d'hôpitaux qui draineraient le même public que les autres fonctions publiques). Cet argument pourrait s'appliquer aux enseignants et donc justifier leur exclusion de l'analyse. On a choisi de les conserver afin de ne pas morceler la fonction publique d'État.

2. Cette enquête succède à l'enquête *Génération 92* qui interroge cinq ans après la fin de leur formation initiale les jeunes sortis du système éducatif en 1992. Si l'objectif poursuivi est le même, *Génération 92* met davantage l'accent sur les situations d'emploi que ne le fait *Génération 98* (Bref, 181, p. 7). Concernant cette dernière, des ré-interrogations sont prévues en 2003 et 2005.

3. Voir en annexe 1 la nomenclature des niveaux de formation initiale.

publique d'État en mars 2001 sont de niveaux I et II de formation, ils sont seulement 22 % dans ce cas pour la fonction publique territoriale.

Les caractéristiques familiales mettent surtout en avant une meilleure connaissance de la fonc-

tion publique pour les jeunes de l'échantillon « secteur public » que pour l'ensemble de l'effectif. En effet, ils sont plus nombreux à avoir un conjoint (31 % contre 21,5 %), un père (27 % contre 23 %) ou une mère (28 % contre 23 %) qui travaille dans le secteur public. Cette proximité familiale est nécessairement anté-

Encadré 1

L'EMPLOI DANS LE SECTEUR PUBLIC ET L'ENQUÊTE GÉNÉRATION 98

L'enquête a pour objet de rendre compte des différentes composantes des parcours d'insertion professionnelle : elle fournit des informations individuelles, socio-démographiques et relatives au parcours scolaire ainsi qu'aux différentes séquences d'emploi ou de non-emploi. Une séquence étant définie comme une durée passée dans un état, une séquence d'emploi correspond à une période d'emploi exercée au sein d'un même établissement sans interruption. Les séquences de non-emploi correspondent à des durées de formation (ou de reprise d'études), d'inactivité (y compris le Service national) et de recherche d'emploi. L'ensemble de ces situations datées est synthétisé au travers du calendrier professionnel renseignant sur tous les états des individus interrogés, mois par mois, de janvier 1998 à mars 2001.

Pour chaque séquence d'emploi, le secteur d'activité, la PCS occupée, le contrat et le temps de travail ainsi que le salaire mensuel perçu, primes incluses, sont connus. La variable décrivant le secteur – public ou privé – de l'emploi occupé est également disponible et relève d'une déclaration individuelle (1). À partir de cette dernière et sur la base du nom déclaré de l'employeur, il devient possible de distinguer les trois fonctions publiques – fonction publique d'État, territoriale et hospitalière –, et au sein de la fonction publique d'État, de séparer les types d'employeur (Éducation nationale, Armées et autres ministères). Les entreprises publiques nationalisées sont également identifiables.

La définition de l'emploi public est ici fondée sur la nature juridique de l'employeur (2) et non pas sur le statut juridique – droit public, droit privé – des salariés ; le terme de secteur public ne se limite pas au statut de fonctionnaire mais à l'ensemble des contrats de travail proposés par l'employeur public (3). *In fine*, une variable est construite précisant pour chaque épisode d'emploi connu par l'individu, et quel que soit le statut de cet emploi (CDD, CDI, intérim, etc.), s'il s'agit d'un emploi « public » (fonction publique d'État ou territoriale) ou « privé ».

Les limites de l'enquête

La rareté de travaux portant sur l'employeur public est certainement en partie due à la difficulté de spécifier le champ « secteur public ». Pour ce qui nous concerne, si les données sur le cheminement au cours des premières années de vie active permettent l'analyse des parcours d'insertion professionnelle, elles présentent

elles aussi, dans une certaine mesure, des limites par rapport à l'analyse de l'emploi public.

La première limite imposée par les données tient au défaut de couverture de la base de sondage des sortants du système éducatif : un ensemble d'écoles de la fonction publique, essentiellement celles qui relèvent du ministère de l'Économie et des finances, de la Défense, de la Justice, du Premier ministre, en sont exclues. Ces écoles préparent massivement à des emplois de catégorie A, bien qu'au sein de ces dernières, coexistent des élèves fonctionnaires (qui seront nécessairement fonctionnaires à la sortie) et des étudiants qui se destinent à une carrière dans le secteur privé. La base de données ne contient donc aucun agent de catégorie A à la sortie de ces écoles. Pour les écoles incluses dans la base de sondage, on a toutes les raisons de penser qu'elles ne sont pas représentatives des écoles non enquêtées, lorsqu'elles appartiennent à des ministères différents (l'hétérogénéité des écoles appartenant à un même ministère rend la pondération éventuelle peu fiable). L'analyse de l'insertion dans la fonction publique ne peut porter sur les caractéristiques de ceux qui entrent dans la fonction publique en tant que fonctionnaire à la suite d'une scolarité suivie dans une école de la fonction publique.

La deuxième limite concerne certains individus élèves fonctionnaires (30 individus) au cours de la période d'observation (1998-2001). On choisit de les considérer en formation initiale et non en emploi dans la fonction publique : le temps d'école est un temps de formation, ce qui permet d'éviter de sous-évaluer le niveau de formation initiale des fonctionnaires.

1. Le secteur d'activité est issu de la réponse à la question « L'entreprise dans laquelle vous travaillez appartient-elle : a) au secteur privé, b) au secteur public, c) ne sait pas. » ainsi que des recodages sur la base notamment du nom de l'employeur.

2. Cette nature juridique de l'employeur étant mal connue, la définition de l'emploi public a fait l'objet de nombreux recodages sur la base des informations recueillies sur l'employeur.

3. La notion d'emploi public n'a pas de définition stabilisée, son périmètre et son contenu étant souvent imprécis (ou non précisés). Le rapport annuel de l'Observatoire de l'emploi public (2001) permet de clarifier ses différents contours possibles. Au-delà du noyau central constitué de l'ensemble des trois fonctions publiques, le dénombrement se heurte à des problèmes de définition du champ et à des contraintes imposées par les sources statistiques (Brenot-Ouldali, 1999). Dans la mesure où les études relatives au secteur public utilisent des sources différentes et donc recouvrent des champs différents, les comparaisons des résultats s'en trouvent limitées.

rieure à l'occupation de l'emploi pour ce qui concerne les parents (puisque'il s'agit de l'emploi parental occupé à la fin des études du jeune), sans que ce soit toujours le cas pour la position du conjoint.

Les variables de parcours traduisent une plus grande mobilité d'employeur dans la population connaissant au moins un épisode dans le secteur public, que dans la population totale. On pourra par la suite chercher à vérifier qu'il s'agit là d'un effet « emploi d'attente » avant de réussir à un concours de la fonction publique ou encore du passage par les mesures publiques d'aide à l'insertion (donc passage par un emploi public) qui ont tendance à concerner des jeunes au parcours « instable ».

Trois ans après la sortie du système éducatif, près de 52 % de l'effectif global occupe un emploi pérenne soit en tant que fonctionnaire (7,8 %) soit en CDI du secteur privé (44,5 %), alors que dans l'échantillon « secteur public » les jeunes sont dans 35 % des cas fonctionnaires et en CDI du secteur privé dans 10 % des situations.

Enfin, la population des jeunes passés au moins une fois par le secteur public est, trois ans après la sortie du système éducatif, composée majoritairement de personnels de l'Éducation nationale (34 %). Le poids de l'emploi dans les collectivités territoriales est également à souligner puisqu'il concerne 21 % des jeunes de l'échantillon « secteur public ».

Les passages par l'emploi dans le secteur public

Afin de mettre en évidence l'effet propre des caractéristiques toutes choses égales par ailleurs, on estime la probabilité d'appartenir à l'échantillon « secteur public » (cf. annexe 2). Les résultats d'estimation sont conformes aux statistiques descriptives. En effet, être un homme agit négativement sur la probabilité d'occuper un emploi public de janvier 1998 à mars 2001, tous statuts confondus. Toutes choses égales par ailleurs, les jeunes titulaires d'un diplôme de formation de niveau II ou de niveau IV + connaissent des probabilités de sélection plus fortes que les autres diplômés. La proximité familiale avec la fonction publique (l'appartenance de l'emploi des parents ou du conjoint à ce secteur) joue dans le même sens. Le pays d'origine, s'il est autre que la France, diminue la probabilité de connaître au moins

une séquence d'emploi public (4). Enfin, résider ailleurs qu'à Paris à la fin des études accroît la probabilité de sélection : cet effet renvoie à l'état relatif du marché du travail entre Paris et la province, l'emploi dans le secteur privé étant plus dynamique dans la région parisienne, le secteur public est donc relativement plus important dans les autres régions.

En résumé, la probabilité d'appartenir à l'échantillon « secteur public » est d'autant plus grande que l'individu est une femme, de niveau II ou IV + de formation initiale, ayant une proximité familiale avec le secteur public, d'origine française et résidant en province.

Emploi public et typologies des parcours professionnels

Les caractéristiques des jeunes ayant connu l'emploi dans le secteur public étant mieux cernées, on peut s'intéresser plus précisément aux trajectoires d'insertion des jeunes sortis du système scolaire en 1998. Les trajectoires sont construites à partir de l'échantillon « secteur public », c'est-à-dire celui composé de jeunes passés *au moins une fois* par un emploi de la fonction publique sur les trois années d'observation.

Construction de la typologie de trajectoires

À partir des calendriers professionnels des jeunes entrant sur le marché du travail en 1998, on repère les événements caractéristiques de leurs parcours d'insertion. L'existence de trajectoires constituées de passages différents en termes de contrat de travail et de durée conduisent à penser que tous les jeunes ne font pas les mêmes usages de l'emploi dans le secteur public.

Une analyse des chronogrammes ou trajectoires selon la méthode d'Espinasse (1994) permet de distinguer les événements caractéristiques du parcours (CDD, CDI, chômage, etc.) ainsi que, et c'est là l'intérêt de cette méthode, la durée de ces événements. Elle ne pose pas d'hypothèse *a priori* sur la nature et la hiérarchie des différents états entre eux (elle ne retient aucune autre information que celles disponibles dans les chronogrammes), mais considère la séquentia-

4. Le statut de fonctionnaire nécessitant la nationalité française (à quelques exceptions près).

lité des états. On obtient ainsi une description des parcours sur le marché du travail qui n'a trait qu'aux événements survenus sur ce marché, aucun facteur explicatif de ces trajectoires n'étant envisagé à ce stade. Ces derniers seront l'objet d'une analyse spécifique (cf. *infra*). Cette démarche en deux étapes (construction d'une typologie puis identification des facteurs explicatifs de la probabilité d'appartenance aux différents parcours types) peut être rapprochée d'une procédure tendant à retranscrire une dépendance temporelle dans un premier temps, indépendamment de toute hétérogénéité individuelle ; puis à s'intéresser au poids de l'hétérogénéité individuelle dans la construction des parcours d'insertion. On sait que la distinction entre dépendance temporelle et hétérogénéité individuelle est essentielle mais souvent difficile à identifier dans la modélisation économétrique, en particulier dans les modèles de durée (di Paola, 2000).

L'objectif de la méthode de classification des trajectoires retenues est de synthétiser la diversité des trajectoires individuelles d'insertion à l'aide de classes de trajectoires homogènes (cf. encadré 2). Il s'agit d'exploiter la dimension longitudinale des informations : 40 mois d'observation décrivent la succession des épisodes relatifs à la position occupée sur le marché

du travail, et notamment la succession éventuelle d'épisodes d'emploi, définis par un changement d'établissement et non pas de profession ou de contrat de travail.

Les différents états, retenus sur la base conjointe du secteur d'emploi et du statut du contrat de travail pour les situations d'emploi, sont les suivants (5) : 1) Fonctionnaire, 2) CDI du secteur privé, 3) CDD, contrat saisonnier ou contrat d'intérim du secteur public, 4) CDD, contrat saisonnier ou contrat d'intérim du secteur privé, 5) Emplois aidés du secteur public (emplois jeunes, contrat de qualification, contrat d'apprentissage, CES), 6) Emplois aidés du secteur privé (emplois jeunes, contrat de qualification, contrat d'apprentissage), 7) Chômage, 8) Formation initiale, inactivité, reprise d'études ou Service national.

La procédure de construction de la typologie aboutit à neuf trajectoires types que l'on peut caractériser par des états dominants et/ou une (in)stabilité professionnelle sur les trois années

5. Précisons que, alors que les statistiques descriptives laissent penser que la distinction entre les deux fonctions publiques – d'État et territoriale – dans la constitution des trajectoires types était pertinente, l'exercice n'a pas pour autant conduit à des résultats autres que ceux développés dans la suite de cette analyse.

Encadré 2

LA MÉTHODE DES TRAJECTOIRES TYPES

La chronologie des états, leur durée et leur enchaînement constituent la trajectoire professionnelle d'un jeune entrant sur le marché du travail. Elle est *a priori* aussi unique que lui. Mais certaines trajectoires sont plus proches que d'autres. La recherche de trajectoires types suppose que l'on regroupe entre elles les trajectoires homogènes. Cela nécessite de mesurer la distance entre elles. C'est l'information séquentielle des chronogrammes individuels qui permet de mesurer cette distance entre les trajectoires individuelles : elle est égale au nombre de mois où les individus associés connaissent des situations différentes, elle est nulle si les états sont identiques pour le même mois. Cette méthode repose ainsi sur une distance calculée non pas entre des groupes d'individus mais entre les trajectoires elles-mêmes (Beduwé, Dauty et Espinasse, 1995).

L'étape suivante consiste à identifier les pôles où se concentrent les trajectoires similaires ou voisines : une classification automatique des individus sur la base des distances calculées établit des classes cohérentes et indique pour chacune les états dominants et leurs

durées. Les classes sont telles que leur variance intra est minimale et la variance entre elles maximale. Les effectifs de différentes classes ainsi que la durée moyenne passée dans les états permettent de définir alors le nombre pertinent de classes. Cette étape aboutit donc à des trajectoires types et indique pour chacune les états dominants et les durées moyennes. L'ordre d'enchaînement des situations se visualise au travers d'une représentation graphique par trajectoire type (Beduwé et Cahuzac, 1997).

D'autres méthodes de classification des trajectoires poursuivant le même objectif existent et ont été comparées par Espinasse et Giret (1996). La méthode retenue a pour principal intérêt de n'imposer aucune hypothèse sur la nature, le recodage ou la hiérarchie des états entre eux. Elle utilise toute l'information disponible sur les cheminements individuels dans leur forme d'origine, à l'exclusion de toute autre variable. En revanche, elle fait implicitement l'hypothèse que tous les coûts de passage d'un état à un autre sont égaux à 1 (elle ignore les différentes probabilités de transition d'un état à un autre).

d'observation, c'est-à-dire l'existence de discontinuité de l'emploi ou de mobilité professionnelle. Ces parcours types ne préjugent pas de l'état final (celui de la date d'enquête) occupé par un individu donné mais renseignent sur la situation finale la plus fréquemment observée pour l'ensemble des individus d'une même trajectoire.

Il est usuel, à partir de cette méthode, de caractériser chacune des trajectoires types par les états dominants (cf. tableau 1 et graphiques en annexe 3).

La 1^{re} trajectoire concerne les jeunes accédant rapidement après leur sortie de formation initiale à un emploi de fonctionnaire.

La 2^e trajectoire regroupe les individus qui, après quelques mois sur le marché du travail passé au chômage, puis en CDD du public ou du privé, occupent majoritairement un CDI du secteur privé (66 % sont en CDI en mars 2001).

La 3^e trajectoire a trait à des individus au parcours relativement instable : chômage puis CDD (ou intérim) (6) du public puis CDD du privé, ce dernier étant l'état caractéristique de la trajectoire.

La 4^e trajectoire renvoie à un parcours relativement instable passant par du chômage, puis par un CDD du secteur privé, pour enfin transiter vers un CDD du secteur public.

La 5^e trajectoire est relative au passage par du chômage de longue durée débutant dès la sortie du système éducatif, et jusqu'en juin 2000, la sortie du chômage se faisant principalement vers le secteur public, les emplois stables ou instables.

La 6^e trajectoire regroupe essentiellement des jeunes qui vont soit continuer à se former, soit être inactifs jusqu'en juin 2000, puis vont accéder pour 42 % d'entre eux à un statut de fonctionnaire, les autres se répartissant essentiellement entre les emplois instables (emplois aidés privés ou publics, CDD).

La 7^e trajectoire concerne des individus connaissant un passage par un CDD du secteur privé à leur sortie de formation initiale, CDD du privé d'insertion puisqu'ils transitent ensuite fréquemment vers un emploi de fonctionnaire ou, dans une moindre mesure, vers un CDI du secteur privé.

La 8^e trajectoire trace un parcours assez long en CDD du secteur public, auquel les jeunes accèdent rapidement après la sortie de formation initiale, et que 40 % quittent autour du 31^e mois, majoritairement pour un emploi de fonctionnaire (15 %).

La 9^e trajectoire est constituée des emplois jeunes, auxquels les individus accèdent après une période de chômage et d'emploi instable (CDD du privé).

Trajectoires et secteur public

La matrice des durées moyennes permet d'identifier les caractéristiques de chacune des trajectoires et de différencier de manière plus nette la

6. L'analyse des durées moyennes cumulées dans différents états désagrégés par trajectoire type permettra de préciser l'importance des CDD par rapport à l'intérim (ou inversement). Il en sera de même pour chaque statut agrégé dans la typologie (mesures d'aide à l'insertion, etc.). Ainsi, il faut comprendre ici lorsqu'il est question de CDD, qu'il peut s'agir également d'un CDD intérimaire.

Tableau 1
Trajectoires types

Trajectoires types	Dénominations	Fréquence (en %)	Effectifs pondérés
1	Fonctionnaires	24,4	27 367
2	CDI privé	7,5	8 425
3	CDD privé, instable	6,4	7 133
4	CDD public, instable	7,4	8 337
5	Chômage	9,5	10 686
6	Inactifs	11,0	11 420
7	CDD privé insérant	6,3	7 112
8	CDD public	12,4	13 883
9	Emplois jeunes	15,9	17 758

Champ : échantillon « secteur public ».
Source : Génération 98.

classification obtenue. En particulier, cette matrice permet d'évaluer, dans une certaine mesure, la place de l'emploi public dans l'insertion des jeunes : il convient en effet de s'intéresser aux durées cumulées moyennes dans les différents statuts d'emploi public pour les trajectoires favorisant l'insertion, comparativement à ces mêmes durées dans les trajectoires « instables », dans les trajectoires à dominante « publique », comparativement à celles du « privé ». Il est aussi possible de qualifier l'insertion des jeunes ayant connu l'emploi public (secteur d'activité en mars 2001, type de contrat de travail, etc.).

Avant de s'intéresser aux trajectoires, notons que, sur l'ensemble de l'échantillon « secteur public », c'est la durée cumulée en tant que fonctionnaire qui est la plus longue (environ 8 mois). Sur les 40 mois d'observation, les individus passent près de 30 % du temps dans le secteur public comme non titulaires (cette appellation regroupe l'ensemble des statuts du secteur public hormis celui de fonctionnaire), 20 % en emploi titulaire et 15 % en emploi privé.

Trajectoires stables et emploi dans le secteur public

Les trajectoires dites stables regroupent les trajectoires dont l'état dominant est un emploi sta-

ble : trajectoires « fonctionnaires » et « CDI privé ».

L'analyse des durées permet de différencier et de caractériser chacune des trajectoires (cf. tableau 2). Ainsi, la trajectoire « fonctionnaire » est marquée par une longue durée en emploi de fonctionnaire, mais en dehors de ce statut, l'emploi public non titulaire est plus important que la part de l'emploi privé (y compris CDI). Cette trajectoire très stable est donc caractérisée par un accès rapide à la fonction publique sans avoir passé de temps conséquent dans des emplois privés.

Le symétrique de cette trajectoire pour le secteur privé est l'insertion via l'obtention d'un CDI du secteur privé. La trajectoire « CDI privé » est marquée, quant à elle, par une durée assez significative en emploi public (l'échantillon sélectionné concerne en effet les individus qui ont tous expérimenté au moins un épisode d'emploi public). Ainsi, passer par un CDD du secteur public peut être une étape (3,5 mois en moyenne) avant d'accéder à un CDI du secteur privé, le poids de cette durée dans l'emploi public temporaire est même plus important que celui des CDD du secteur privé.

Outre ces deux trajectoires particulièrement stabilisées, on peut considérer les trajectoires

Tableau 2
Matrice des durées moyennes

États sur le marché du travail Durées cumulées moyennes (en mois)	Trajectoires types (1)									Échantillon « secteur public »
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
Fonctionnaire	27,12	1,49	0,75	0,55	1,43	4,20	2,22	1,21	0,32	7,72
CDI du privé	0,41	18,61	1,86	1,18	0,81	0,98	1,06	0,51	0,57	2,10
CDD du public	1,23	3,46	3,86	16,75	2,50	2,58	2,85	26,43	0,45	6,07
CDD du privé	0,50	2,44	10,45	1,89	1,60	1,37	11,52	0,65	0,85	2,35
Intérim du public	0,01	0,42	0,25	0,46	0,17	0,03	0,11	0,43	0,01	0,16
Intérim du privé	0,26	0,63	4,18	1,01	0,53	0,96	5,42	0,33	0,55	1,07
Emploi jeune du public	0,22	0,65	0,73	0,28	1,82	1,09	2,00	0,06	24,08	4,40
Emploi jeune du privé	0,08	0,19	0,14	0,18	1,44	0,10	0,48	0,25	0,08	0,27
CES	0,08	0,10	0,37	0,06	1,57	0,30	0,13	0,02	1,11	0,40
Apprentissage, CA, CQ public	0,13	0,09	0,14	0,04	0,21	0,36	0,29	0,05	0,49	0,21
Apprentissage, CA, CQ privé	0,05	0,25	0,63	0,33	0,80	0,21	0,72	0,14	0,07	0,27
Chômage	0,73	2,64	4,86	4,30	18,25	2,04	2,66	1,47	2,89	3,76
Inactivité	1,59	1,23	1,68	2,24	0,96	6,23	1,32	0,97	0,95	1,83
Formation	6,45	6,63	7,39	7,34	7,11	12,66	7,01	6,48	6,46	7,32

1. Se reporter au tableau 1 pour la liste des trajectoires.

Lecture : les individus passés au moins une fois par un emploi public et appartenant à la trajectoire « fonctionnaires » ont passé en moyenne 27,12 mois en tant que fonctionnaires et 1,23 mois en CDD du secteur public, ces durées n'étant pas nécessairement continues. Champ : échantillon « secteur public ».

Source : Génération 98.

pour lesquelles l'emploi public occupé tout au long du parcours a plutôt un rôle d'insertion (c'est le secteur d'emploi occupé en fin de période d'observation) et au contraire celles dans lesquelles l'emploi public expérimenté n'est pas associé à une situation stabilisée au terme des trois années suivant la sortie du système éducatif.

Trajectoires d'insertion dans le secteur public

Les trajectoires d'insertion dans le secteur public concernent les parcours chaotiques dont l'issue après trois années d'observation se fait majoritairement dans le secteur public : trajectoires « chômage », « inactifs », « CDD privé insérant ».

La trajectoire « CDD privé insérant » est assez atypique puisqu'il s'agit d'un parcours où l'état principalement occupé est celui de CDD dans le secteur privé en début de parcours, mais au terme de trois ans, l'emploi occupé, quel que soit son statut, se trouve le plus fréquemment dans le secteur public. C'est donc le passage par un CDD du secteur privé qui conduit à une insertion dans le secteur public (25 % des jeunes de cette trajectoire sont fonctionnaires en mars 2001). Ainsi, l'emploi public expérimenté ici n'est pas un passage permettant une insertion dans l'un ou l'autre des secteurs du marché du travail, mais une issue au CDD du secteur privé.

Deux autres trajectoires présentent une caractéristique similaire quant au rôle apparent de l'emploi public : les trajectoires « inactifs » et « chômage ». Dans les deux cas, les durées cumulées en emplois dans le secteur public ont un poids bien plus grand que celles en emplois dans le secteur privé. En particulier, dans la trajectoire « inactifs », où l'inactivité (y compris la formation) occupe une place bien sûr prépondérante, on constate un rôle d'insertion de l'emploi public particulièrement fort puisqu'à l'issue du parcours observé, 42 % des jeunes sont fonctionnaires. La trajectoire « chômage », quant à elle, est caractérisée par un chômage de longue durée (18 mois en moyenne). Pour autant, la sortie du chômage sur les trois années d'observation est sensible et se fait en grande partie vers de l'emploi public. Ainsi, la durée passée en emploi public occupe 16 % du temps d'observation pour l'emploi public instable et 3,5 % pour l'état de fonctionnaire contre seulement 12 % dans l'emploi privé (10 % en CDD, 2 % en CDI).

Trajectoires instables et emploi public

Les trajectoires qualifiées d'instables regroupent les trajectoires les plus chaotiques : trajectoires « CDD privé instable », « CDD public instable ».

Pour certaines trajectoires, l'emploi dans le secteur public ne semble pas avoir joué de rôle d'insertion. En effet, dans la trajectoire « CDD public instable », les CDD de ce secteur ne sont pas absorbés par le statut de fonctionnaire en mars 2001. Ainsi, le statut de fonctionnaire n'est pas dominant par rapport au CDI ni même au CDD du secteur privé. Les jeunes expérimentent une longue durée d'emploi en CDD du secteur public (26 mois en moyenne) sans pour autant se stabiliser au terme des trois années d'observation.

Le processus est quelque peu différent dans la trajectoire « CDD privé instable » où l'expérimentation importante de l'emploi public est concentrée en début de trajectoire. Ici, l'emploi dans le secteur public a un poids important mais ne conduit pas à une stabilisation au regard de l'état finalement occupé (les emplois de fonctionnaire ou en CDI ne sont pas majoritaires).

Trajectoires où la stabilisation est inconnue et emploi dans le secteur public

Les trajectoires à stabilisation inconnue rassemblent les parcours caractérisés par des états dont l'issue n'est pas observée : trajectoires « emploi jeunes », « CDD public ».

Pour les trajectoires « emploi jeune » et « CDD public instable », il est difficile d'analyser le rôle de l'emploi public dans l'insertion puisque au terme des premières années de vie active, c'est l'emploi jeune ou le CDD du secteur public qui domine massivement sans que l'on ait d'information sur une stabilisation ou non à son issue, celle-ci n'étant pas observée (7). En effet, les emplois jeunes sont pour la trajectoire éponyme l'état d'insertion à la fin des trois années d'observation pour 84 % des jeunes de la trajectoire, et ces emplois jeunes sont expérimentés après quelques temps passés surtout au chômage (moins de 3 mois). De même, dans la trajectoire « CDD public », le CDD public est l'emploi final pour 79 % des jeunes, avec une durée cumulée moyenne de 26 mois. Ceci est lié à la durée fréquente de trois années pour les CDD du secteur public, l'issue en est donc inob-

7. La durée des emplois jeunes est de cinq années.

servée, comme celle des emplois jeunes. Les états précédant cette « insertion instable » sont le chômage puis le CDD du secteur privé. La question du rôle de ce type de contrat temporaire dans la trajectoire professionnelle à venir des jeunes reste posée.

Il s'agit ici d'une analyse factuelle informant sur le temps passé dans l'emploi public selon les trajectoires types. Pour autant, il convient de ne pas tirer de conclusion en termes de causalité : le fait que les jeunes de la trajectoire « CDI privé » connaissent une durée plus longue en CDD du secteur public qu'en CDD du secteur privé ne peut être pris comme preuve que le CDD public mène, plus favorablement qu'un CDD privé, à un CDI privé. En effet, dans cette trajectoire, une part non négligeable d'individus est fonctionnaire à la fin de l'observation (12 %) et on ne peut statuer sur la base des trajectoires types s'il s'agit des individus préalablement passés par un CDD public davantage que ceux finalement en CDI du privé (66 %). Seule une analyse économétrique modélisant les transitions pourrait permettre d'aller plus avant.

Trajectoires et caractéristiques individuelles

Trajectoire et genre

La composition sexuée de la population se différencie selon les trajectoires (cf. annexe 4, tableau A). Les parcours caractérisés par un passage assez long dans l'emploi public (trajectoire « fonctionnaire », « emploi jeunes », « CDD public ») sont davantage féminines (resp. 61 %, 68 %, 62 %). Au-delà de ce premier constat, les statistiques descriptives par trajectoire mettent en évidence le fait que si les femmes diplômées ont une forte propension à entrer dans la fonction publique, les hommes de même niveau de diplôme s'orientent davantage vers le secteur privé sans expérimenter d'emplois dans le secteur public. Ainsi, à l'inverse de ce qui est généralement observé, les hommes se retrouvent ici surreprésentés dans les trajectoires plus instables (« chômage » – 66 % d'hommes, « inactifs » – 57 % d'hommes, « CDD public instables » – 54 % d'hommes). Pour leur part, les femmes sont majoritaires dans les trajectoires caractérisées par l'emploi public, à l'exception de la trajectoire « CDD public instables ».

Ainsi, l'analyse des trajectoires des individus passés au moins une fois par le secteur public permet de faire apparaître un phénomène d'anti-

sélection : les hommes de l'échantillon « secteur public » passent plus souvent dans des emplois temporaires et s'insèrent moins dans des emplois stables que dans l'échantillon global. En revanche, les femmes s'insèrent plutôt mieux que dans l'échantillon global : le secteur public attire les femmes sur des statuts stables ou des trajectoires insérantes. L'ensemble de ces premiers résultats est à mettre en relation avec le niveau de diplôme et sera à analyser à partir des estimations économétriques.

Trajectoire et famille

On cherche à savoir ici si les trajectoires que l'on peut qualifier de « publiques », se singularisent par un entourage familial appartenant au secteur public. En particulier, le rôle joué par le statut des parents dans sa transmission aux enfants a précédemment été mis en évidence par Audier (2000) et mérite d'être étudié. Sur la base des simples statistiques descriptives, le secteur d'activité du père des jeunes dont la trajectoire est à dominante « publique » n'est que très peu différent de celui de la population totale et ne semble pas être une caractéristique discriminante des populations de chaque trajectoire. Le statut d'emploi de la mère est davantage différencié. En effet, si transmission du statut il y a, il passerait davantage par la mère : la trajectoire « fonctionnaire » est marquée par une part importante de mères travaillant dans le secteur public (31 % contre 28 % pour l'effectif total). Toutefois, ce constat est à relativiser dans la mesure où les mères des jeunes s'insérant en CDI sont aussi plus souvent dans le secteur public que pour l'échantillon global. Si l'on élargit cette notion de transmission au secteur privé, les jeunes des trajectoires à dominante « privée » ont plus souvent une mère travaillant dans le secteur privé que le reste de l'échantillon. À l'inverse, la mère est plus souvent inactive que dans l'échantillon global pour les trajectoires à dominante « instable » (sauf « CDD privé instable » pour lesquels la mère est essentiellement en emploi dans le secteur privé).

Globalement, l'hypothèse de transmission d'un statut est néanmoins difficile à prendre en compte sur la base des simples statistiques descriptives et ceci d'autant plus que les jeunes passés uniquement par le secteur privé sont exclus de l'analyse. On y portera une attention particulière dans l'analyse économétrique qui suit.

Les secteurs d'emploi sur le marché du travail des conjoints apportent des éléments d'information permettant de caractériser les jeunes pas-

sant par la fonction publique. On observe globalement un effet de proximité des situations professionnelles entre conjoints : les jeunes de la trajectoire « fonctionnaire » ont plus fréquemment que la moyenne un conjoint travaillant dans le secteur public (39 % contre 31 %), pour leur part, les jeunes en trajectoire à dominante « privée » (« CDD privé insérant », « CDI privé ») ont davantage que la moyenne un conjoint dans le secteur privé (resp. 63 % et 59 % contre 51 %), et enfin, les jeunes en trajectoires à dominante « instable » (« inactifs », « chômage ») ont plus souvent un conjoint inactif (resp. 28 % et 23 % contre 18 % en moyenne). Mais s'intéresser au secteur d'emploi du conjoint n'a qu'un caractère informatif s'il n'est pas rattaché à la fois à la date de mise en couple (avant ou après l'entrée dans l'emploi public en particulier) et au genre du conjoint. Les fonctionnaires n'ont ainsi pas plus souvent un conjoint inactif que l'ensemble de la population, sachant que les fonctionnaires sont majoritairement des femmes.

Trajectoire et formation

Les structures des niveaux de formation se différencient nettement entre trajectoires. Les jeunes de la trajectoire « fonctionnaire » sont largement plus formés que la moyenne : ils sont plus fréquemment de niveau II de formation initiale (54 % contre seulement 30 % pour l'ensemble de l'effectif). 75 % de l'effectif de cette trajectoire (54 % pour l'ensemble de l'échantillon) ont un diplôme supérieur ou équivalent à la licence (niveau III et plus). Ce constat va dans le sens de ce qui est généralement observé sur la population des fonctionnaires : « *près d'un diplômé sur deux, titulaire d'au moins une licence ou d'un diplôme équivalent entre dans la fonction publique* » (Audier, 1997, à partir de l'*Enquête Emploi*).

En revanche, appartiennent à cette trajectoire « fonctionnaire » des jeunes de niveau de formation initiale inférieur au niveau III en proportion moindre que dans l'échantillon global. En particulier, les jeunes entamant un cursus universitaire après leur bac et s'arrêtant avant d'en être diplômés (niveau IV +) entrent plus fréquemment dans la fonction publique. Ces derniers, absents de la trajectoire d'insertion directe dans la fonction publique, appartiennent à celle des « emplois jeunes » et à celle des « inactifs » (qui transitent surtout vers un emploi de fonctionnaire).

Plus généralement, les niveaux de qualification sont moins élevés dans les trajectoires à domi-

nante « privée », relativement à l'ensemble de l'échantillon ; au contraire, les qualifications sont plus élevées que la moyenne de l'échantillon dans les trajectoires à dominante « publique » et ce sans égard à la stabilité de la trajectoire : les trajectoires privées stables concernent des niveaux de qualification moins élevés que la moyenne, les trajectoires publiques instables ont, au contraire, un niveau de qualification plus élevé que la moyenne. La trajectoire caractérisée par les niveaux de qualification les plus bas est logiquement celle du « chômage ».

Trajectoire et situation finale

Les situations en mars 2001 ont permis de caractériser les différentes trajectoires types. On a donc globalement une correspondance entre l'état final sur le marché du travail et l'intitulé de la trajectoire. Il est alors intéressant de caractériser les rapports entre des trajectoires instables et l'emploi final stable (cf. annexe 4, tableau B). Il s'agit en premier lieu de la trajectoire « inactif » où les jeunes sont pour 42 % fonctionnaires en mars 2001, et pour qui l'insertion dans la fonction publique a été différée. En second lieu, les jeunes de la trajectoire « CDD privé insérant » se retrouvent à 25 % dans un emploi de fonctionnaire : ainsi, dans nombre de cas, c'est le passage par un emploi du secteur privé qui va finalement aboutir à une insertion dans la fonction publique en tant que titulaire.

Les individus de la trajectoire « fonctionnaire », qui sont aussi les plus qualifiés, occupent en mars 2001 plus que la moyenne des emplois de cadres. Au contraire, l'insertion des personnes de l'échantillon dans le secteur privé, représentée par la trajectoire « CDI privé », est caractérisée par des emplois d'ouvriers et d'employés. De même, dans les autres trajectoires « privées » (« CDD privé instable », « CDD privé insérant ») les jeunes occupent, en mars 2001, des emplois d'ouvriers ou d'employés plus fréquemment que la moyenne. Ainsi, les jeunes passés au moins une fois par l'emploi public temporaire, lorsqu'ils sont en emploi du secteur privé trois ans après la sortie de formation initiale, le sont sur des niveaux d'emploi moins élevés que les jeunes qui sont dans le secteur public à la même échéance.

Le salaire médian d'embauche dans le dernier emploi occupé dans la trajectoire des fonctionnaires est le plus élevé de l'ensemble des parcours types. Avec un salaire d'embauche également élevé, la trajectoire dite des « inactifs » est

telle que la diminution de l'inactivité (ou formation, ou reprise d'études) se fait au profit du statut de fonctionnaire : ainsi, les deux niveaux de salaire médian les plus élevés à l'embauche renvoient à des emplois de fonctionnaire. Par ailleurs, ce salaire est aussi celui qui progresse le plus, de 180 euros en deux ans (pour une ancienneté dans le dernier emploi de 25 mois). Rappelons que ces niveaux de salaire dépendent du niveau de formation des jeunes, les plus élevés dans la trajectoire « fonctionnaire », ainsi que des catégories socioprofessionnelles occupées (35 % d'entre eux sont cadres).

La trajectoire « fonctionnaire » est constituée, dans plus de la moitié des cas, de fonctionnaires de l'Éducation nationale à la date d'enquête. Les jeunes de la trajectoire « emplois jeunes » se répartissent entre les emplois de l'Éducation nationale (50 % des cas) et les emplois de la fonction publique territoriale (31 %). S'agissant du parcours « CDD privé insérant », l'emploi s'exerce plus souvent dans le secteur public trois ans après la fin des études (29 % seulement se situent dans le secteur privé).

Fonction publique d'État et fonction publique territoriale

Les différents modes de recours aux contrats de travail dans les deux fonctions publiques incitent, pour chacune des trajectoires établies, à considérer la part des emplois occupés dans la fonction publique territoriale en mars 2001. Cette part est la plus notable au sein des trajectoires dont l'emploi final est non pérenne.

Pour la trajectoire « fonctionnaires », 17 % des emplois s'exercent dans la fonction publique territoriale contre 80 % au sein de la fonction publique d'État. L'importance du poids des emplois dans la fonction publique territoriale en fin de période d'observation dans la trajectoire « chômage » peut trouver deux explications. La première tient au niveau de formation moins élevé des jeunes dans cette fonction publique et donc à leur risque accru de chômage. La seconde tient au mode de recrutement spécifique de la fonction publique territoriale : contrairement aux procédures de la fonction publique d'État, la réussite à un concours de la fonction publique territoriale ne donne pas accès à un poste mais à une liste d'aptitude autorisant à se porter candidat sur des emplois vacants de la fonction publique territoriale. Il peut donc y avoir un temps de chômage entre une réussite à un concours et l'occupation d'un emploi de la fonction publique territoriale. Enfin, de façon

attendue, la situation finale dans les trajectoires « emplois jeunes », « CDD public » et « CDD public instable » correspond fréquemment à un emploi dans la fonction publique territoriale, cette dernière privilégiant en effet le recours aux contrats emplois jeunes et à durée déterminée (Dauty et Lemistre, 2003).

Les déterminants individuels de l'appartenance aux différentes trajectoires types

L'objet est ici d'identifier parmi les caractéristiques individuelles sur le marché du travail les déterminants de l'appartenance aux parcours types précédemment établis. Dans cette perspective, on estime un modèle *logit multinomial* (Gourriéroux, 1984) dans lequel la typologie (9 modalités) est la variable à expliquer et où les caractéristiques individuelles constituent les facteurs explicatifs. La modalité de référence est l'appartenance à la trajectoire type « fonctionnaire ».

Les résultats d'estimation permettent d'établir qu'être un homme explique l'appartenance à des parcours types différents de ceux des femmes (cf. annexe 5). Les hommes ont une moins grande probabilité d'appartenir à des trajectoires dont l'état dominant est le CDD privé, l'emploi jeune ou le chômage qu'à la trajectoire « fonctionnaire » (parcours type de référence). À l'inverse, ils montrent des propensions plus grandes que les femmes d'appartenir à la trajectoire des inactifs dont l'issue majeure est le statut de fonctionnaire, relativement à la trajectoire de référence (accès direct à ce statut). De même, leur probabilité de se situer dans le parcours « CDD public instable » est relativement plus grande : ce dernier statut, détenu en fin de période d'observation, semble s'apparenter à un pis-aller plus qu'à un véritable choix.

Concernant l'effet du niveau de formation initiale, être diplômé de niveau II agit positivement sur la probabilité d'appartenir au parcours « fonctionnaire ». Tous les autres niveaux inférieurs au niveau II expliquent l'appartenance à des trajectoires autres que cette dernière. Être sortant de l'enseignement supérieur sans en être diplômé (niveau IV +) favorise l'appartenance à la trajectoire « emploi jeune » relativement au parcours de référence.

Résider en province plutôt qu'à Paris ou dans sa région en fin de formation initiale favorise la

participation aux parcours plus instables et pénalise l'entrée dans le parcours « CDI privé » comparativement au parcours de référence.

Vivre en couple accroît les chances d'appartenir à la trajectoire « CDI privé » relativement à celles des fonctionnaires et réduit la probabilité de se situer dans des trajectoires instables. Lorsque le conjoint travaille dans le secteur public, la probabilité de faire partie d'une trajectoire autre que « fonctionnaire » diminue. De même, le fait que le père ou la mère travaille dans ce secteur accroît la probabilité d'appartenir à la trajectoire de référence, sans que cet effet soit pour autant déterminant.

Ces résultats tendent à montrer que le rôle de l'emploi public dans l'insertion des jeunes diffère particulièrement selon le sexe et le niveau de formation. Les femmes et les plus diplômés s'insèrent plus rapidement et plus fréquemment dans le secteur public contrairement aux hommes et aux moins diplômés de la population étudiée.

Le rôle des CDD dans l'accès à un emploi pérenne

La construction de trajectoires types puis l'analyse des caractéristiques expliquant les probabilités d'appartenir à l'une ou l'autre de ces trajectoires ont apporté des premiers éléments de réponse sur le rôle joué par l'emploi public dans l'insertion des jeunes. Il convient cependant, à ce stade, de s'interroger plus explicitement sur l'efficacité des emplois publics autres que les emplois de fonctionnaire sur l'insertion des jeunes et en particulier sur leur accès à un statut pérenne au terme des trois années d'observation. En effet, posséder une expérience professionnelle préalable dans le secteur public favorise-t-il l'accès à un emploi de fonctionnaire ou en CDI dans le secteur privé ? Autrement dit, dès lors qu'une telle expérience professionnelle facilite l'accès à une situation d'emploi stable après trois ans de vie active, on peut supposer que l'emploi public en CDD est considéré comme une accumulation d'expérience professionnelle valorisable. Par ailleurs, dans quelle mesure, contrairement au CDD du secteur privé, le CDD du secteur public améliore-t-il les chances d'accès au marché interne de la fonction publique et à l'inverse, freine-t-il l'accès au CDI du secteur privé ?

Secteur public versus secteur privé : une expérience passée déterminante sur l'accès à une situation pérenne

Une telle évaluation suppose de travailler sur l'ensemble de la population et non plus exclusivement sur les jeunes passés par un emploi public. Au-delà, une analyse de ce type confronte l'économètre à la présence classique d'endogénéité. En effet, les jeunes qui passent par l'emploi public ont des caractéristiques spécifiques qui les distinguent de l'ensemble des jeunes (cf. *supra*). De la même façon, les facteurs explicatifs observés ou non du passage par un CDD du secteur privé peuvent également être des déterminants de l'accès au statut de fonctionnaire ou à un CDI. Si la probabilité de passage par un CDD de l'un et l'autre des secteurs n'est pas estimée, le rôle propre des caractéristiques de l'individu ne peut être distingué de celui des caractéristiques de l'emploi en CDD. Par exemple, les difficultés de certains jeunes à se stabiliser sur le marché du travail peuvent davantage relever de leurs attributs individuels déterminant leur passage par un CDD public plutôt que de cette expérience professionnelle elle-même. Tenir compte du caractère endogène du passage par un CDD public ou privé conduit à estimer simultanément, d'une part les probabilités d'avoir occupé un CDD du secteur public, d'avoir occupé un CDD du secteur privé et d'être fonctionnaire en mars 2001 ; d'autre part, les probabilités d'avoir occupé un CDD du secteur public, d'avoir occupé un CDD du secteur privé et d'être en CDI en mars 2001. À cet effet, on recourt à l'estimation de deux modèles *probit* trivariés, le premier concernant l'obtention du statut de fonctionnaire, le second portant sur l'accès au CDI (cf. encadré 3).

L'interrogation portant sur la valorisation potentielle des expériences antérieures acquises dans les secteurs public et privé, on ne retient que les séquences d'emploi en CDD dont la durée est de 6 mois au moins. Si le rôle des emplois aidés public sur l'accès à un statut pérenne mérite qu'on s'y intéresse, il s'avère que pour la population d'ensemble, ces emplois aidés sont massivement des emplois jeunes (89 %) dont l'issue n'est que trop rarement observée pour pouvoir en tirer des conclusions.

À la date d'enquête, 44,5 % des individus détiennent un CDI parmi lesquels 27 % sont passés par un CDD du secteur privé de plus de 6 mois et 1,5 % ont connu ce même type de contrat mais dans le secteur public. Environ 8 % des

jeunes ont le statut de fonctionnaire en mars 2001. Le passage antérieur par un emploi instable du secteur privé est largement moins fréquent que pour les jeunes en CDI. En effet, ils ne sont plus que 8 % dans ce cas alors qu'un sur quatre a connu un CDD de plus de 6 mois dans le secteur public.

L'hypothèse d'absence de corrélation entre les variables inobservées des trois équations est rejetée par un test du ratio de vraisemblance (cf. tableau de résultats annexe 6), confirmant la pertinence de la modélisation par des modèles *probit* trivariés. Il s'avère que les variables inobservées déterminant la probabilité du passage par un CDD de plus de 6 mois du secteur public et du secteur privé ne sont pas significativement corrélées avec les variables inobservées expliquant l'accès au statut de fonctionnaire. En revanche, il existe des caractéristiques non observées déterminant le passage par un

CDD du secteur public – de plus de 6 mois – corrélées négativement avec les attributs non observés explicatifs du passage par un CDD privé de plus de 6 mois. Quant aux facteurs inobservés déterminant la probabilité d'être en CDI à la date d'enquête, ils sont corrélés négativement avec ceux agissant sur la probabilité du passage par un CDD du secteur public, la corrélation devenant positive lorsqu'il s'agit d'un CDD du secteur privé. Parmi ces variables inobservées pourrait figurer l'aversion pour le risque de chômage qui serait plus élevée chez les futurs salariés du secteur public qu'au sein du secteur privé (Fougère et Pouget, 2003). Cet élément explicatif pourrait, par exemple, justifier la corrélation négative entre la probabilité d'avoir expérimenté un CDD du secteur public et la probabilité d'accès final à un CDI.

Avant même l'accès aux statuts pérennes des secteurs public et privé, les déterminants des pas-

Encadré 3

LES MODÈLES *PROBIT* TRIVARIÉS

Afin de contrôler les problèmes d'endogénéité, un système de variables qualitatives dépendantes décrivant le passage par un CDD du secteur public et du secteur privé ainsi que l'accès au statut de fonctionnaire (ou à un CDI) à la date d'enquête est estimé par des modèles de forme *probit*. Les passages par un CDD dans les deux secteurs d'activité au cours des trois premières années de vie active interviennent comme variables explicatives de l'accès à cette dernière situation. Formellement, les trois processus en cause, reliés entre eux, sont modélisés à partir de variables latentes y_{si}^* , $s = 1, 2$ ou 3 , de la façon suivante :

$$y_{1i} = \begin{cases} 1 & \text{si } y_{1i}^* > 0 \\ 0 & \text{si } y_{1i}^* \leq 0 \end{cases} \quad \text{où } y_{1i}^* = X_{1i}'\beta_1 + \varepsilon_{1i}$$

$$y_{2i} = \begin{cases} 1 & \text{si } y_{2i}^* > 0 \\ 0 & \text{si } y_{2i}^* \leq 0 \end{cases} \quad \text{où } y_{2i}^* = X_{2i}'\beta_2 + \varepsilon_{2i}$$

$$y_{3i} = \begin{cases} 1 & \text{si } y_{3i}^* > 0 \\ 0 & \text{si } y_{3i}^* \leq 0 \end{cases} \quad \text{où } y_{3i}^* = X_{3i}'\beta_3 + \gamma_1 y_{1i} + \gamma_2 y_{2i} + \varepsilon_{3i}$$

La variable dichotomique y_1 correspond au passage par un CDD du secteur public de plus de 6 mois avant mars 2001, y_2 au passage par un CDD du secteur privé de plus de 6 mois avant cette date. Enfin, y_3 prend la valeur 1 si l'individu est fonctionnaire (respectivement, a un CDI) à la date d'enquête, 0 sinon. Cette variable est observée après les variables y_1 et y_2 . Ces dernières figurant comme explicatives de y_3 , l'estimation du modèle requiert que certaines explicatives des deux

premières équations ne soient pas incluses dans la troisième équation. Le pays de naissance du père est la variable que l'on a choisi d'écarter dans la mesure où son effet sur l'accès au statut de fonctionnaire s'est avéré non significatif, le pays de naissance du jeune étant retenu.

Une spécification de type *probit* repose sur l'hypothèse de normalité de la loi des composantes d'erreur des modèles de régression sous-jacents, la normalisation à 1 des variances étant nécessaire pour des raisons d'identification. On a :

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \end{pmatrix} \rightarrow N(0, \Sigma) \text{ et } \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} & \rho_{13} \\ \rho_{12} & 1 & \rho_{23} \\ \rho_{13} & \rho_{23} & 1 \end{pmatrix}$$

Pour l'écriture de la fonction de vraisemblance et son estimation, voir Greene (2003) et l'extension à la programmation de Stata proposée par Terracol (2002) dans le cas présent où les variables y_1 et y_2 sont endogènes.

Dans la mesure où l'objet est d'évaluer l'effet causal du passage éventuel par un emploi instable dans le secteur privé et/ou dans le secteur public sur l'accès à chacun des deux types d'emplois pérennes, un système de quatre équations, un modèle *probit* quadrivarié, aurait été la modélisation idéale. Cependant, compte tenu de la complexité des calculs d'intégration que l'estimation d'un tel modèle suppose (Greene, 2003, pp. 7-14), les techniques d'estimation actuelles conduisent à l'estimation de deux modèles *probit* trivariés.

sages par des emplois précaires dans l'un et l'autre de ces secteurs se différencient, en particulier pour ce qui concerne les liens de l'entourage familial (père, mère) avec le secteur public (cf. annexe 6). Avoir une mère salariée de la fonction publique prédispose à une expérience professionnelle dans ce secteur (Audier, 2000). À l'inverse, l'appartenance des parents au salariat privé à la fin des études augmente la probabilité de passage par un CDD du secteur privé. Si les spécialités industrielles de formation initiale permettent le passage par un CDD privé, davantage que les spécialités tertiaires et générales, ce sont ces dernières qui favorisent l'emploi en CDD public, plus encore que les spécialités tertiaires. Enfin, être né en France favorise le passage par un CDD de plus de 6 mois dans l'un comme dans l'autre des secteurs, davantage encore dans le secteur public. Avoir un père né à l'étranger limite le passage par un CDD.

Les déterminants de l'accès de la cohorte 1998 au statut de fonctionnaire ou au CDI du privé se révèlent être différents (cf. annexe 6). L'analyse des niveaux de formation initiale montre que les chances d'accès à ces deux situations pérennes diffèrent avec le niveau des études : si la fonction publique recrute plus spécifiquement au niveau II de formation, en revanche, la probabilité d'être en CDI trois ans plus tard est d'autant plus grande que le niveau de diplôme est élevé. La spécialité de formation tertiaire plutôt qu'industrielle ou générale permet un meilleur accès au statut de fonctionnaire, toutes choses égales par ailleurs. L'obtention d'un CDI est, quant à elle, davantage favorisée par les spécialités de formation industrielles. À la fin des études, habiter la province réduit la probabilité d'être en CDI trois ans plus tard. À l'inverse, l'accès au statut de fonctionnaire est plus fréquent lorsque les jeunes habitent la province ou en Île-de-France, plutôt qu'à Paris en 1998.

Le sexe est également une variable déterminante du statut d'emploi en mars 2001. Si être un homme accroît les chances d'être en CDI, cela diminue celles d'être fonctionnaire. Ce résultat est conforme à la féminisation connue de la fonction publique (Audier, 2000) et à l'attrait de la main-d'œuvre féminine pour ce statut comme l'a montré l'analyse des probabilités d'appartenance aux différentes trajectoires. La proximité familiale avec la fonction publique (avoir un conjoint, un père et/ou une mère salarié dans le secteur public) améliore les chances d'être fonctionnaire en mars 2001 et au contraire les réduit quand il s'agit de l'obtention d'un CDI dans le secteur privé. Le lieu de nais-

sance n'a aucun impact significatif sur l'accès à un statut pérenne en mars 2001.

Concernant le parcours professionnel antérieur, le nombre des épisodes de chômage au cours des premières années de vie active est pénalisant pour l'accès au statut de fonctionnaire (cf. annexe 6). L'introduction au sein des variables explicatives de la durée d'expérience professionnelle sur les trois années de vie active, rend non significatif l'effet de la récurrence des épisodes de chômage pour l'accès à un CDI en mars 2001. Ce résultat met en avant que l'expérience professionnelle compense l'effet négatif du passage par le chômage pour l'accès à un CDI, alors que ceci n'est pas vrai dans le cas de l'accès au statut de fonctionnaire. Quant aux mobilités professionnelles (changement d'établissement employeur), elles ont un effet positif sur l'accès au statut de fonctionnaire et négatif pour l'accès à un CDI. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, la multiplicité des expériences sur le marché du travail, et leur durée totale, favorisent l'accès au statut de fonctionnaire.

Enfin, si on s'intéresse au rôle des emplois précaires dans l'accès aux emplois stables, on observe que l'importance des CDD du secteur public dans l'accès à un statut pérenne dans ce secteur est inverse à celle qu'il tient dans l'accès à un CDI. En effet, le passage par un CDD de plus de 6 mois dans le secteur public accroît les chances de devenir fonctionnaire en mars 2001 et réduit celles d'accéder à un CDI. Si le passage par un emploi en CDD du secteur privé – de plus de 6 mois – ne modifie pas significativement les chances d'accès à un emploi en CDI, il diminue en revanche celles de devenir fonctionnaire, plutôt qu'occuper un tout autre statut (y compris un CDI). Au vu de ces résultats, il semble donc que l'emploi public en CDD soit un tremplin pour devenir fonctionnaire et qu'en revanche il n'augmente pas les chances d'obtenir un CDI dans le secteur privé.

*
* *

Pour aller plus loin sur le rôle de l'emploi public dans l'insertion des jeunes, une piste de recherche consisterait à prendre en compte la séquentialité des états connus sur le marché du travail. L'idée est d'évaluer l'impact d'un épisode de chômage comparativement à un épisode

8. Cette dernière caractéristique est la variable que l'on a choisi de ne pas retenir comme explicative dans les équations d'accès au statut de fonctionnaire et à un CDI dans la mesure où le pays de naissance du jeune a lui-même été introduit.

d'emploi public précaire, par exemple, sur l'issue (observée) de la trajectoire. Une telle question nécessiterait d'estimer un modèle de durée à risques concurrents afin de cerner la probabilité de transiter vers le statut de fonctionnaire ou le CDI selon le parcours antérieur,

mais aussi un modèle de transition, forme économétrique la plus adaptée pour étudier l'impact de différents états connus sur le marché du travail dans l'évolution de la trajectoire. □

Les auteurs remercient Éric Cahuzac, Arnaud Dupray, Jean-François Giret, Olivier Joseph, Stéphane Luchini et Michel Théry pour leurs conseils, ainsi que les deux rapporteurs anonymes de la revue.

Ce travail s'inscrit dans le cadre d'un projet de recherche commandité par le Ministère de la Recherche sur le thème du travail dans la fonction publique : « Les déterminants des entrées dans les fonctions publiques : parcours du combattant ou pis-aller ? ». L'équipe de recherche, sous la responsabilité de Florence Audier (Matisse), comprend, outre les auteurs, Dominique Meurs (Ermes), Marion Lambert et Coralie Perez (Céreq).

BIBLIOGRAPHIE

Audier F. (2000), « La transmission du statut dans la fonction publique », *Économie et Statistique*, n° 337-338, pp. 121-133.

Audier F. (1997), « La fonction publique, un débouché majeur pour les mieux formés », *Économie et Statistique*, n° 304-305, pp. 137-148.

Bédoué C. et Cahuzac E. (1997), « Première expérience professionnelle avant le diplôme. Quelle insertion pour les étudiants de second cycle universitaire ? », *Formation Emploi*, n° 58, Céreq, La documentation Française, Paris.

Bédoué C., Dauty F. et Espinasse J.-M. (1995), « Trajectoires-type d'insertion professionnelle », note LIRHE (190(95-11), 2^{ème} Journées d'études sur les données longitudinales sur le marché du travail, Caen, *Document Séminaires du Céreq*, n° 112.

Brenot-Ouldali A. (1999), « Les salariés du secteur public. Les fonctionnaires et les autres », *Futuribles*, n° 242, mai, pp. 55-58.

Dauty F. et Lemistre P. (2003), « La fonction publique territoriale : un employeur spécifique », X^{èmes} Journées d'Études sur les données longitudinales sur le marché du travail, Caen, *Documents Séminaires du Céreq*, n° 171, pp. 299-310.

Epiphane D., Giret J.-F., Hallier P., Lopez A. et Sigot J.-C. (2001), « Génération 98 – À qui a profité l'embellie économique ? », *Bref*, n° 181, décembre, Céreq.

Espinasse J.-M. (1994), « Enquête de cheminement, chronogrammes et classification automatique », I^{ères} Journées d'Études sur les données longitudinales sur le marché du travail, Toulouse, *Documents Séminaires du Céreq*, n° 99, pp. 193-218.

Espinasse J.-M. et Giret J.-F. (1996), « Chronogrammes et trajectoires. Un premier bilan », III^{èmes} Journées d'Études sur les données longitudinales sur le marché du travail, Rennes, *Documents Séminaires du Céreq*, n° 115, pp. 333-346.

Fougère D. et Pouget J. (2003), « Les déterminants économiques de l'entrée dans la fonction publique », ce numéro.

Gouriéroux C. (1984), *Économétrie des variables qualitatives*, Économica.

Greene W.H. (2003), *Econometric Analysis*, 5^e édition, Prentice Hall, New York University.

Guillot Y. et Meurs D. (1999), *Wage Heterogeneity in the French Public Sector: Some First Insights, in Public Sector Pay Determination in the European Union*, Macmillan.

Observatoire de l'emploi public (2001), Rapport annuel, Ministère de la fonction publique et de la réforme de l'État, juin.

di Paola V. (2000), *L'hétérogénéité non observée dans les modèles de durée – Une application au marché du travail des jeunes*, Thèse pour le doctorat en sciences économiques, Université de la Méditerranée, janvier 2000, 196 p.

de Singly F. et Thélot C. (1988), *Gens du public, gens du privé. La grande différence*, Dunod.

Terracol A. (2002), « Triprobit and the GHK Simulator: A Short Note », Annexe à la commande Stata Triprobit.

Tableau A
Caractéristiques individuelles

En %

Variables	Échantillon « secteur public »	Échantillon total
Homme	40,6	51,2
Niveau de formation (1)		
Niveau I	7,9	7,8
Niveau II	29,8	10,9
Niveau III	16,3	18,6
Niveau IV	11,7	17,4
Niveau IV +	17,1	12,3
Niveau V	13,9	25,3
Niveau Vbis	2,2	4,4
Niveau VI	1,2	3,5
Spécialité de formation		
Générale	31,6	19,4
Industrielle	18,6	33,9
Tertiaire	49,8	46,7
Né(e) en France	97,2	95,8
Vie en couple	41,6	36,6
Avoir un enfant	12,2	12,5
Situation du conjoint		
Emploi public	30,7	21,5
Emploi privé	51,4	58,1
Inactif	17,9	20,4
Situation du père (fin étude)		
Emploi public	27,0	23,3
Emploi privé	49,1	54,4
Inactif	23,8	22,3
Situation de la mère (fin étude)		
Emploi public	27,9	22,81
Emploi privé	32,9	36,4
Inactif	39,2	40,7
Pays de naissance du père		
France	85,3	83,4
Afrique	9,7	10,3
Autres	5,0	6,3
Âge médian en 1998	22	21
Effectifs (pondérés)	112 121	741 537
<p>1. Niveau VI : sortie avant la troisième, Niveau Vbis : sorties de troisième et de second cycle court avant l'année terminale, Niveau V : sorties de l'année terminale de second cycle court professionnel et abandon de la scolarité du second cycle long avant la terminale, Niveau IV : sorties des classes terminales du second cycle long (niveau IV secondaire) et abandon des scolarisations post-baccalauréat avant d'atteindre le niveau III (niveau IV supérieur), Niveau III : sorties avec un diplôme de niveau bac + 2 ans, DUT, DEUG, BTS, Diplôme para-médical, Niveaux I et II : sorties avec un diplôme de deuxième ou de troisième cycle universitaire ou un diplôme de grande école.</p>		

Lecture : parmi les individus passés au moins une fois par un emploi public, 40,6 % sont des hommes, alors que parmi la population des jeunes sortis de formation initiale en 1998, cette part est de 51,17 %.

Source : Génération 98.

Tableau B
Parcours sur le marché du travail

En %

Variables	Échantillon « secteur public »	Échantillon total
Nombre de séquences de chômage		
0	55,8	54,1
1	28,6	31,5
2	9,7	9,7
3 et plus	5,9	4,7
Nombre de séquences d'emploi	0,0	5,7
1	36,3	40,4
2	34,7	30,7
3	16,9	13,8
4 et plus	12,1	9,4
Salaire médian en mars 2001 (en euros)	1 070	1 100
Salaire médian à l'embauche (1) (en euros)	990	990
Ancienneté dans le dernier emploi (en mois)	17	17
Situation en mars 2001		
Fonctionnaire	35,2	7,8
CDI du privé	9,7	44,4
CDD du privé (2)	6,5	15,8
CDD du public (3)	17,9	4,3
Emplois aidés du secteur public	19,3	3,8
Emplois aidés du secteur privé	2,1	3,7
Chômage	4,8	9,2
Inactivité-Formation	4,3	8,4
Travailleurs indépendants	-	2,5
Secteur d'emploi en mars 2001		
Éducation nationale	34,3	6,0
Armées	7,6	1,3
Autres ministères	16,6	3,0
Collectivités territoriales	21,1	3,7
Para-public	1,4	9,3
Secteur privé	19,1	76,6
Effectifs	112 121	741 537
1. Salaire d'embauche de la séquence d'emploi à la date d'enquête (mars 2001).		
2. Y compris l'emploi intérimaire.		
3. Y compris l'emploi intérimaire.		

Lecture : parmi les individus passés au moins une fois par un emploi public, 55,8 % n'ont connu aucun épisode de chômage, parmi la population des jeunes sortis de formation initiale en 1998, cette part est de 54 %.

Source : Génération 98.

**Modèle Probit à variable dépendante « Avoir connu au moins
un épisode d'emploi public »**

Variables	Paramètres	P-value
Constante	- 2,936	0,0000
Homme	- 0,2485	0,0000
Âge en 1998	0,0617	0,0000
Niveau de formation		
<i>Niveau I</i>	<i>Réf.</i>	
Niveau II	0,5829	0,0000
Niveau III	- 0,2008	0,0000
Niveau IV	- 0,3513	0,0000
Niveau IV+	0,0868	0,0049
Niveau V	- 0,3472	0,0000
Niveau Vbis	- 0,2508	0,0000
Niveau VI	- 0,2077	0,0040
Nombre de séquences de chômage	- 0,0213	0,0104
Nombre de séquences d'emploi	0,1124	0,0000
Lieu de résidence en fin d'études		
<i>Paris</i>	<i>Réf.</i>	
Île-de-France	0,02949	0,0000
Province	0,2442	0,0000
Vie en couple	- 0,1823	0,0000
Avoir un enfant	- 0,0135	0,5690
Lieu de résidence en mars 2001		
<i>Paris</i>	<i>Réf.</i>	
Île-de-France	0,3212	0,0000
Province	0,2949	0,0000
Situation du conjoint en mars 2001		
<i>Secteur privé</i>	<i>Réf.</i>	
Inactif	0,1648	0,0000
Secteur public	0,3995	0,0000
Situation du père en 1998		
<i>Secteur privé</i>	<i>Réf.</i>	
Inactif	0,1170	0,0000
Secteur public	0,1802	0,0000
Situation de la mère en 1998		
<i>Secteur privé</i>	<i>Réf.</i>	
Inactive	0,0897	0,0000
Secteur public	0,1858	0,0000
Pays de naissance		
<i>France</i>	<i>Réf.</i>	
Autres	- 0,2127	0,0000
Pays de naissance du père		
<i>France</i>	<i>Réf.</i>	
Autres	- 0,0405	0,0594
Log-vraisemblance	- 40 358,69	

Champ : échantillon total.

Source : Génération 98.

LES TRAJECTOIRES TYPES

Tableau
Effectifs par trajectoire type

	Trajectoires (1)									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	Total
Effectifs (pondéré)	27 367	7 133	17 758	11 420	13 883	7 112	8 337	10 686	8 425	112 121
Effectifs	2 612	561	1 253	859	1 140	484	646	785	607	8 947

1. Se reporter au tableau 1 pour la liste des trajectoires.

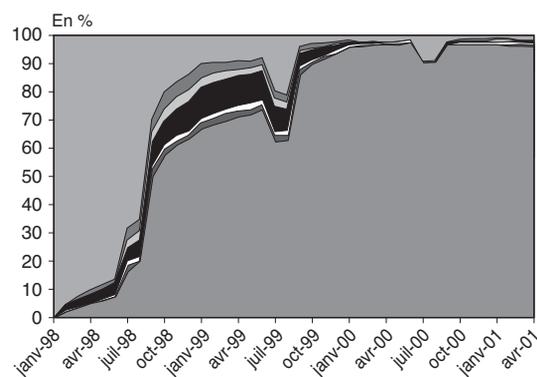
Lecture : parmi les individus passés au moins une fois par un emploi public, 2 612 individus, représentant 27 367 jeunes appartiennent à la trajectoire « Fonctionnaire ».

Champ : échantillon « secteur public ».

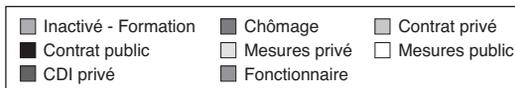
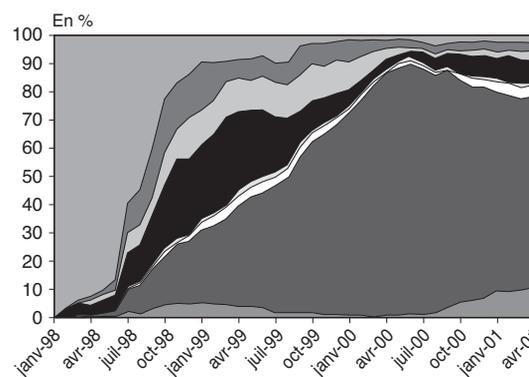
Source : Génération 98.

A - Trajectoires « stables »

A1 - Fonctionnaires

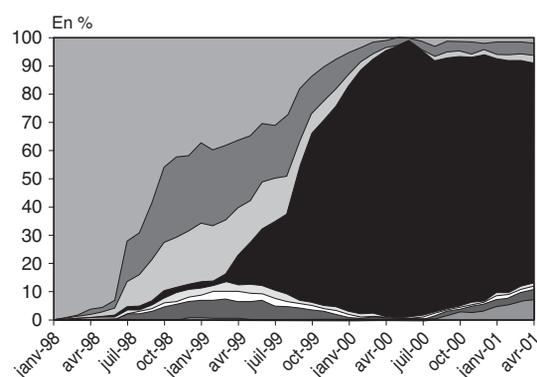


A2 - CDI privé

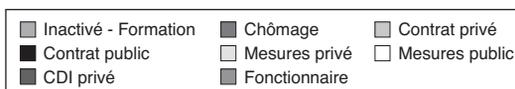
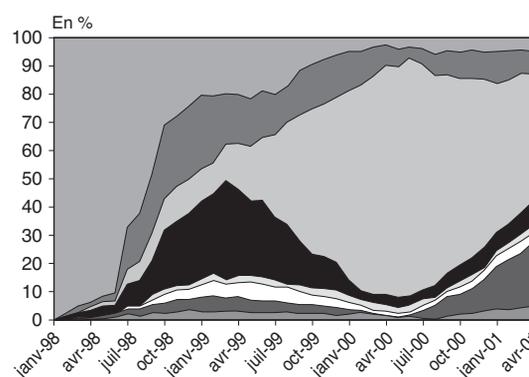


B - Trajectoires « instables »

B1 - CDD public temporaires

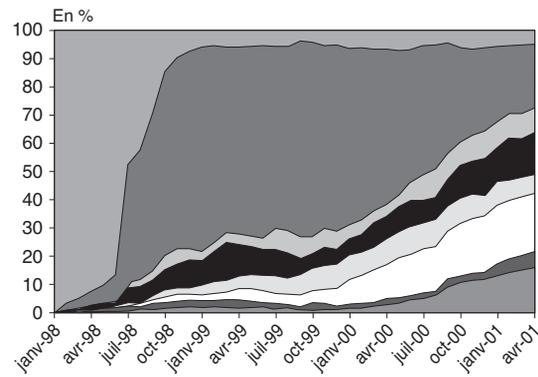


B2 - CDD privé temporaires

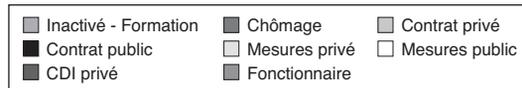
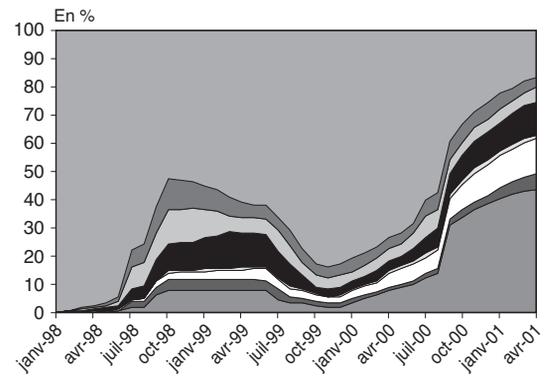


C - Trajectoires « insertion dans la fonction publique »

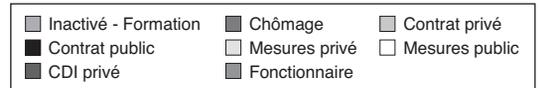
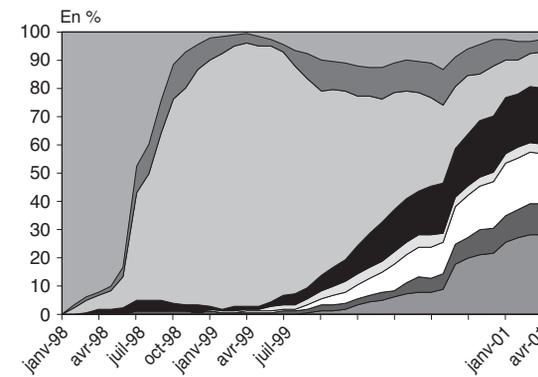
C1 - Chômage



C2 - Inactifs

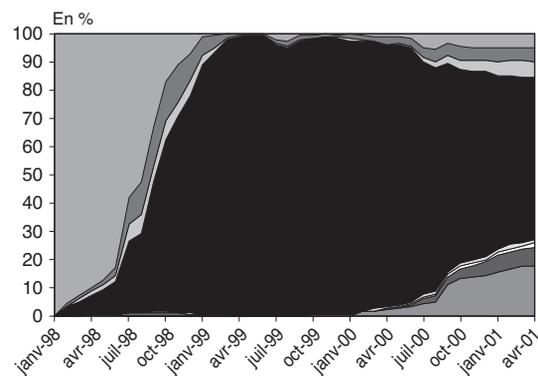


C3 - CDD privé insérant

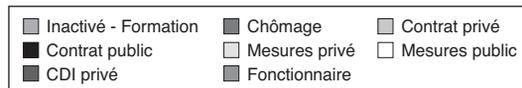
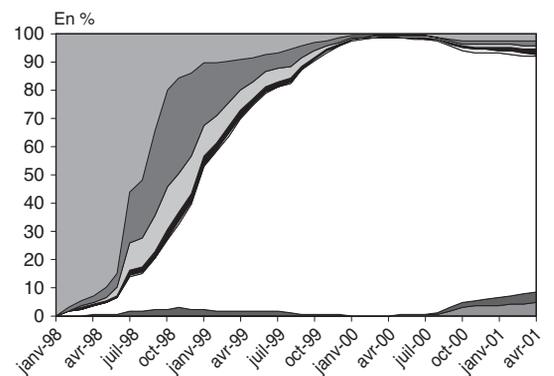


D - Trajectoires « Stabilisation inconnue »

D1 - CDD public



D2 - Emploi jeunes



Champ : échantillon « secteur public ».
Source : Génération 98.

Tableau A
Caractéristiques individuelles par trajectoires types

Variables	Trajectoires types (1)									Échantillon « secteur public »
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
Homme	39,25	43,23	42,31	54,02	65,82	57,42	35,69	37,62	31,94	40,62
Niveau de formation										
Niveau I	9,99	10,34	8,66	11,39	6,96	5,91	5,50	10,64	2,16	7,89
Niveau II	53,75	15,29	12,69	24,37	17,77	32,39	18,21	30,31	18,87	29,78
Niveau III	11,08	28,02	25,14	14,71	10,83	12,29	14,75	17,17	21,98	16,33
Niveau IV	7,41	13,28	15,35	13,53	11,15	13,37	19,98	9,15	13,24	11,71
Niveau IV +	8,57	12,96	14,09	15,88	16,42	22,08	18,90	13,97	32,75	17,07
Niveau V	7,39	17,71	19,01	16,86	25,06	10,99	19,45	16,37	9,47	13,87
Niveau Vbis	1,41	1,26	3,27	2,93	5,95	1,52	2,74	2,07	1,01	2,18
Niveau VI	0,39	1,14	1,79	0,32	5,86	1,44	0,48	0,32	0,52	1,18
Vie en couple	52,24	41,73	33,94	36,97	28,51	39,91	41,99	43,74	43,10	41,56
Avoir un enfant	15,45	11,93	5,52	9,82	10,84	8,61	9,83	13,98	13,66	12,18
Situation du conjoint										
Emploi public	38,57	23,18	29,97	35,67	24,06	25,17	20,91	31,18	26,08	30,68
Emploi privé	46,22	58,63	52,62	48,55	52,86	47,01	62,90	52,76	54,40	51,39
Inactif	15,21	18,19	17,41	15,78	23,08	27,81	16,20	16,06	19,52	17,93
Situation du père (fin étude)										
Emploi public	27,50	25,84	26,26	26,67	27,45	30,27	28,56	25,33	25,84	27,05
Emploi privé	47,47	53,83	53,92	50,22	42,47	52,21	50,33	49,25	48,36	49,11
Inactif	25,03	20,33	19,82	23,10	30,08	17,51	21,10	25,42	25,80	23,84
Situation de la mère (fin étude)										
Emploi public	31,24	29,33	22,51	25,39	25,31	32,44	26,90	29,58	23,00	27,88
Emploi privé	32,56	38,02	40,89	31,20	24,02	32,82	38,33	21,58	34,36	32,90
Inactive	36,21	32,65	36,51	43,41	50,67	34,74	34,77	40,83	42,63	39,22
Âge médian en 1998	24	22	21	22	21	22	21	23	22	22
PCS en mars 2001										
Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	0,04	0,11	0,39	0,67	0,52	0,12	-	0,09	0,08	0,18
Cadres	35,10	13,51	9,94	20,63	4,69	16,09	8,14	18,68	3,23	17,17
Professions intermédiaires	37,01	30,79	20,55	31,32	22,39	26,15	29,68	38,49	61,90	36,23
Employés	20,61	35,48	26,23	28,01	33,45	30,02	34,81	23,21	24,18	26,60
Ouvriers	4,41	9,79	19,64	8,54	7,11	5,26	12,29	6,64	4,57	7,23
Effectifs (pondéré)	27 367	8 425	7 133	8 337	10 686	11 420	7 112	13 883	17 758	112 121

1. Se reporter au tableau 1 pour la liste des trajectoires.

Lecture : parmi les individus passés au moins une fois par un emploi public et appartenant à la trajectoire « fonctionnaires », 39,2 % sont des hommes.

Champ : échantillon « secteur public ».

Source : Génération 98.

Tableau B
Parcours sur le marché du travail par trajectoire type

Variables	Trajectoires types (1)									Échantillon « secteur public »
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
Nombre de séquences de chômage										
0	85,33	47,22	28,35	44,09	1,12	64,02	51,67	69,91	48,89	55,76
1	13,61	31,81	32,62	35,88	42,48	24,53	26,10	24,56	43,62	28,61
2	0,82	12,51	20,03	15,40	31,02	0,21	12,53	3,82	6,39	9,73
3 et plus	0,24	8,46	19,00	4,63	25,38	2,24	9,70	1,70	1,11	5,90
Nombre de séquences d'emploi										
1	49,95	-	-	32,17	34,63	30,76	-	53,48	54,48	38,27
2	31,33	40,17	26,43	41,38	32,89	44,91	35,64	33,55	32,91	34,76
3	18,72	30,59	25,11	16,06	17,75	17,14	28,78	8,82	9,35	16,89
4 et plus	-	29,24	47,49	10,39	14,72	7,19	35,58	4,15	3,26	12,08
Salaire médian en mars 2001	1 400	1 110	990	1 040	885	1 140	990	1 060	885	1 070
Salaire médian à l'embauche (2)	220	1 040	965	990	855	1 130	965	975	855	990
Ancienneté médiane dans le dernier emploi (en mois)	25	14	8	18	8	9	9	29	27	17
Situation en mars 2001										
Fonctionnaire	96,50	12,33	4,84	7,66	15,13	41,80	24,89	15,47	4,18	35,21
CDI privé	0,91	65,71	20,85	2,63	5,93	5,66	9,73	6,13	3,41	9,74
CDD privé (3)	0,53	1,72	31,68	2,16	8,48	4,79	14,61	6,03	1,62	6,49
CDD public (4)	0,32	9,25	7,52	78,84	12,53	13,60	16,32	58,64	1,84	17,87
Mesures du secteur public	0,26	4,62	3,53	1,61	21,88	13,54	20,64	1,38	83,73	19,27
Mesures du secteur privé	0,27	0,94	3,38	0,74	7,03	1,19	3,99	2,41	0,74	2,09
Chômage	0,35	3,74	8,02	3,95	22,75	3,66	4,06	4,11	1,78	4,76
Inactivité-Foermentation	1,09	1,66	4,17	2,38	5,47	15,61	2,97	5,62	2,65	4,33
Secteur d'emploi en mars 2001										
Éducation nationale	52,02	7,24	4,59	26,97	20,55	30,80	17,06	31,70	49,16	
Armées	6,88	2,36	0,62	22,73	2,51	13,15	5,12	14,60	1,65	7,58
Autres État	22,64	8,82	9,11	15,38	14,43	25,74	23,44	10,67	11,48	16,58
Collectivités territoriales	16,66	9,86	5,29	28,58	29,30	14,93	21,93	26,05	30,95	21,08
Parapublic(5)	0,04	1,73	2,43	0,40	3,43	1,19	2,48	2,40	0,31	1,37
Secteur privé	1,81	69,99	74,59	5,93	29,79	14,26	29,98	14,58	6,46	19,11
Durée cumulée										
Fonctionnaire	27,12	1,49	0,75	0,55	1,43	4,20	2,22	1,21	0,32	7,72
CDI du privé	0,41	18,61	1,86	1,18	0,81	0,98	1,06	0,51	0,57	2,10
CDD du public	1,23	3,46	3,86	16,75	2,50	2,58	2,85	26,43	0,45	6,07
CDD du privé	0,50	2,44	10,45	1,89	1,60	1,37	11,52	0,65	0,85	2,35
Intérim du public	0,01	0,42	0,25	0,46	0,17	0,03	0,11	0,43	0,01	0,16
Intérim du privé	0,26	0,63	4,18	1,01	0,53	0,96	5,42	0,33	0,55	1,07
Emplois jeunes du public	0,22	0,65	0,73	0,28	1,82	1,09	2,00	0,06	24,08	4,40
Emplois jeunes du privé	0,08	0,19	0,14	0,18	1,44	0,10	0,48	0,25	0,08	0,27
CES	0,08	0,10	0,37	0,06	1,57	0,30	0,13	0,02	1,11	0,40
Apprentissage, CA, CQ public	0,13	0,09	0,14	0,04	0,21	0,36	0,29	0,05	0,49	0,21
Apprentissage, CA, CQ privé	0,005	0,25	0,63	0,33	0,80	0,21	0,72	0,14	0,07	0,27
Chômage	0,73	2,64	4,86	4,30	18,25	2,04	2,66	1,47	2,89	3,76
Inactivité	1,59	1,23	1,68	2,24	0,96	6,23	1,32	0,97	0,95	1,83
Formation	6,45	6,63	7,39	7,34	7,11	12,66	7,01	6,48	6,46	7,32

1. Se reporter au tableau 1 pour la liste des trajectoires.
2. Salaire d'embauche de la séquence d'emploi à la date d'enquête en euros (mars 2001).
3. Y compris l'emploi intérimaire.
4. Y compris l'emploi intérimaire.
5. Entreprises publiques ou nationalisées, école de la fonction publique et secteur hospitalier.

Lecture : parmi les individus passés au moins une fois par un emploi public et appartenant à la trajectoire « fonctionnaires », 85,3 % n'ont connu aucun épisode de chômage.

Champ : échantillon « secteur public ».

Source : Génération 98.

MODÈLE LOGIT MULTINOMIAL – APPARTENANCE AUX TRAJECTOIRES TYPES
 (Log vraisemblance : - 16 834,4) n = 8 947. Trajectoire de référence : « fonctionnaires »

Variables	Trajectoires															
	CDD privé instable		Emplois jeunes		Inactifs		CDD public		CDD privé insérant		CDD public instable		Chômage		CDI privé	
	Paramètres	P-value	Paramètres	P-value	Paramètres	P-value	Paramètres	P-value	Paramètres	P-value	Paramètres	P-value	Paramètres	P-value	Paramètres	P-value
Constante	0,5826	0,3811	1,0234	0,0539	4,7027	0,0000	- 1,0243	0,0220	2,3526	0,0018	1,9307	0,0021	- 1,1575	0,0435	1,6275	0,0097
Homme	- 0,2797	0,0067	- 0,5758	0,0000	0,6308	0,0000	- 0,2904	0,0002	- 0,2509	0,0230	0,3122	0,0011	- 0,744	0,0000	0,0563	0,5705
Âge en 1998	- 0,0788	0,0011	- 0,1214	0,0000	- 0,2532	0,0000	0,0227	0,1565	- 0,1563	0,0000	- 0,1317	0,0000	- 0,0221	0,2800	- 0,1003	0,0000
Niveau de formation																
<i>Niveau I</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Niveau II	- 1,3176	0,0000	0,2862	0,0955	- 0,0553	0,7218	- 0,7957	0,0000	- 0,9568	0,0000	- 1,0954	0,0000	- 0,7955	0,0000	- 1,4426	0,0000
Niveau III	0,8387	0,0000	1,9438	0,0000	0,1245	0,5300	0,404	0,0047	0,4917	0,0254	0,1186	0,5161	0,4171	0,0244	0,6654	0,0001
Niveau IV +	0,6513	0,0032	2,6794	0,0000	0,8464	0,0000	0,7361	0,0000	0,7896	0,0010	0,308	0,1313	1,1063	0,0000	0,3231	0,1252
Niveau IV	0,5257	0,0356	1,5999	0,0000	- 0,0439	0,8540	0,3816	0,0549	0,6513	0,0152	- 0,0133	0,9552	0,7987	0,0006	0,1028	0,6707
Niveau V	0,6304	0,0158	1,2361	0,0000	- 0,6565	0,0105	0,9481	0,0000	0,5511	0,0549	0,06	0,8056	1,637	0,0000	0,2535	0,3058
Niveau V bis	0,9304	0,0144	1,1045	0,0035	- 0,9149	0,0236	0,8637	0,0092	0,6282	0,1265	0,0223	0,9528	2,1912	0,0000	- 0,2857	0,5146
Niveau VI	1,0052	0,0888	0,9134	0,1471	- 0,1575	0,7795	- 0,3876	0,6363	- 0,4590	0,5899	- 1,048	0,2098	2,9164	0,0000	0,2253	0,7210
Lieu de résidence fin études																
<i>Paris-Ile-de-France</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Province	0,5284	0,0005	0,4611	0,0001	0,1283	0,2775	0,0331	0,7358	0,1055	0,4568	0,2686	0,0408	0,7489	0,0000	- 0,28751	0,0155
Vie en couple	- 0,3491	0,0064	- 0,1249	0,1889	- 0,4885	0,0000	- 0,1523	0,1075	- 0,0198	0,8790	- 0,1549	0,2008	- 0,6625	0,0000	0,2198	0,0612
Situation du conjoint mars 2001																
<i>Secteur privé</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Secteur public	- 0,4898	0,0066	- 0,4009	0,0015	- 0,4228	0,0075	- 0,4228	0,0318	- 0,7114	0,0002	- 0,3717	0,0182	- 0,3391	0,0410	- 0,6470	0,0000
Inactif	0,1348	0,5133	0,1518	0,3135	0,3458	0,0443	0,3458	0,1950	- 0,1146	0,5982	- 0,1085	0,5794	0,3783	0,0432	- 0,0309	0,8648
Situation du père en 1998																
<i>Secteur privé</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Secteur public	- 0,0913	0,4402	- 0,1549	0,0915	- 0,0578	0,5508	- 0,2970	0,0013	- 0,1659	0,1863	- 0,2423	0,0326	- 0,1501	0,1691	- 0,2727	0,0169
Inactif	0,0003	0,9982	0,1468	0,1216	- 0,1446	0,1912	- 0,1364	0,8823	0,0474	0,7225	0,0701	0,5430	0,3215	0,0027	- 0,2320	0,0640
Situation de la mère en 1998																
<i>Secteur privé</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Secteur public	- 0,4845	0,0065	- 0,3595	0,0003	- 0,0091	0,9306	0,0205	0,8335	- 0,2781	0,0386	- 0,1031	0,3961	0,0817	0,4961	- 0,0205	0,8643
Inactive	- 0,3115	0,0002	0,0020	0,9812	- 0,1081	0,2871	0,0595	0,5104	- 0,1916	0,1172	0,0353	0,7479	0,2571	0,0167	- 0,1217	0,2887

Champ : échantillon « secteur public ».

Source : Génération 98.

**PROBABILITÉ D'OCCUPER UN CDI OU D'ÊTRE FONCTIONNAIRE EN MARS 2001 ÉTANT DONNÉ
LA PROBABILITÉ DE PASSAGES ANTÉRIEURS EN EMPLOI NON PÉRENNE DU SECTEUR PUBLIC
OU PRIVÉ (MODÈLES *PROBIT* TRIVARIÉ)**

Variables	Fonctionnaires		CDI	
	Paramètres	P-value	Paramètres	P-value
Constante	- 0,8775	0,000	- 1,4110	0,000
Passage antérieur en emploi de + de 6 mois				
dans le secteur public	0,5759	0,000	- 1,7843	0,000
dans le secteur privé	- 0,7856	0,000	0,02127	0,594
Homme	- 0,0753	0,000	0,1518	0,000
Né en France	0,0729	0,112	0,0277	0,370
Niveau de formation				
Niveau I	- 0,4447	0,000	0,5718	0,000
Niveau II	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Niveau III	- 0,5004	0,000	0,3610	0,000
Niveau IV	- 0,8222	0,000	0,1276	0,000
Niveau IV +	- 0,8139	0,000	0,0936	0,000
Niveau V	- 1,0599	0,000	- 0,0922	0,000
Niveau Vbis	- 1,0373	0,000	- 0,3272	0,000
Niveau VI	- 1,2875	0,000	- 0,3530	0,000
Spécialité de formation				
Générale	- 0,1178	0,000	- 0,1916	0,000
Industrielle	- 0,4852	0,000	0,1951	0,000
Tertiaire	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Nombre de séquences de chômage	- 0,2664	0,000	- 0,0017	0,831
Nombre de séquences d'emploi	0,0548	0,000	- 0,0458	0,000
Durée en emploi	0,0140	0,000	0,0485	0,000
Lieu de résidence en fin d'études				
Paris	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Île-de-France	0,1909	0,000	0,0614	0,125
Province	0,1441	0,003	- 0,0960	0,007
Situation du conjoint				
Inactif	0,0324	0,303	0,0038	0,864
Secteur public	0,3277	0,000	- 0,1793	0,000
Secteur privé	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Situation du père en 1998				
Inactif	- 0,0393	0,095	- 0,0464	0,011
Secteur public	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Secteur privé	- 0,1815	0,000	0,0557	0,000
Situation de la mère en 1998				
Inactive	- 0,1101	0,000	0,0125	0,439
Secteur public	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Secteur privé	- 0,1648	0,000	0,0846	0,000
Probabilité d'avoir connu un CDD de plus de 6 mois dans le secteur privé avant				
Constante	- 0,6644	0,000	- 0,6730	0,000
Homme	- 0,1985	0,000	- 0,1985	0,000
Spécialité de formation				
Générale	- 0,1017	0,000	- 0,1029	0,000
Industrielle	0,0716	0,000	0,0700	0,000
Tertiaire	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Pays de naissance				
France	0,0760	0,013	0,0840	0,006
Autres	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Situation du père en 1998				
Inactif	- 0,0547	0,002	- 0,0550	0,002
Secteur public	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Secteur privé	0,0260	0,076	0,0277	0,059
Situation de la mère en 1998				
Secteur privé	0,1110	0,000	0,1116	0,000
Inactive	0,0369	0,019	0,0378	0,016
Secteur public	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Probabilité d'avoir connu un CDD de plus de 6 mois dans le secteur public avant				
Constante	- 1,2221	0,000	- 1,1558	0,000
Homme	- 0,2274	0,000	- 0,2280	0,000

Variables	Fonctionnaires		CDI	
	Paramètres	P-value	Paramètres	P-value
Spécialité de formation				
Générale	0,0673	0,000	0,0713	0,000
Industrielle	- 0,4804	0,000	- 0,4673	0,000
Tertiaire	Réf.		Réf.	
Pays de naissance				
France	0,2247	0,000	0,1663	0,001
Autres	Réf.		Réf.	
Pays de naissance du père				
France	Réf.		Réf.	
Autres	- 0,1500	0,000	- 0,1389	0,000
Situation du père en 1998				
Inactif	0,0886	0,000	0,0850	0,000
Secteur public	Réf.		Réf.	
Secteur privé	- 0,0127	0,507	- 0,0234	0,223
Situation de la mère en 1998				
Secteur privé	- 0,1514	0,000	- 0,1537	0,000
Inactive	- 0,1335	0,000	- 0,1371	0,000
Secteur public	Réf.		Réf.	
Coefficients de corrélation				
$\rho_{12} = \text{corr}(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i})$	0,0190	0,172	- 0,0488	0,048
$\rho_{13} = \text{corr}(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{3i})$	- 0,0007	0,983	0,1551	0,008
$\rho_{23} = \text{corr}(\varepsilon_{2i}, \varepsilon_{3i})$	- 0,2091	0,000	- 0,2444	0,000
Log vraisemblance	- 60 085,451		- 76 789,905	
N	53 781 (1)			
Test LR $\rho_{12} = \rho_{13} = \rho_{23} = 0$	434,40 9	0,000	504,154	0,000
1. Effectif non pondéré.				

Champ : Échantillon total.
Source : Génération 98.

L'emploi public est tiré par la fonction publique territoriale

Philippe Raynaud*

Entre 1980 et 2001, l'emploi public a augmenté presque deux fois plus vite que l'emploi total (23 % contre 13 %). Cette forte croissance repose en majeure partie sur la fonction publique territoriale (FPT) (+ 38 %) et dans une moindre mesure sur la fonction publique hospitalière (FPH) (+ 28 %), alors que la fonction publique de l'État (FPE) augmentait à un rythme voisin de celui de la population active (+ 15 %).

Sur cette période, l'emploi des non-titulaires a reculé dans la FPT, celle des trois fonctions publiques qui compte le plus d'agents de cette catégorie (un sur cinq fin 2001). En revanche, il a progressé dans les hôpitaux, compensant ainsi le développement du temps partiel chez les titulaires.

La FPE reste de loin le plus gros employeur public : elle représente plus d'un emploi public sur deux, dont neuf sur dix relèvent des ministères, les autres dépendant d'établissements publics nationaux à caractère administratif (EPA). L'Éducation nationale emploie un agent de l'État sur deux et représente deux tiers de la croissance des effectifs de l'État. Les transferts de mission des ministères à des EPA se traduisent, au contraire, par une diminution des effectifs de certains d'entre eux (Affaires étrangères, Équipement).

La croissance relativement mesurée de la FPE s'est accompagnée d'une progression de la part des emplois de catégorie A, de plus en plus fréquemment occupés par des femmes. Cette féminisation accrue des emplois explique, en partie, la progression du temps partiel. Celle-ci est également liée au vieillissement des effectifs, plus accentué que dans le secteur privé et dans les deux autres fonctions publiques, et au développement des cessations progressives d'activité qui en est résulté.

* Philippe Raynaud appartient au bureau des statistiques, des études et de l'évaluation de la Direction générale de l'Administration et de la Fonction publique (DGAFP).
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Les définitions adoptées pour les contours de l'emploi public en déterminent également le niveau. Dans la définition retenue dans cet article, qui est la plus stricte, l'emploi public réunit l'ensemble des agents travaillant dans des organismes de droit administratif dont le droit public est le statut normal de recrutement. Les définitions de la fonction publique (et les champs qui en découlent), avec leurs extensions éventuelles, sont données dans l'encadré 1.

On distingue ainsi les services civils et militaires de l'État (administrations centrales, services déconcentrés), les collectivités territoriales (régions, départements, communes) et des établissements publics à caractère administratif (EPA) tels que les hôpitaux publics et les maisons de retraite publiques (861 000 personnes), le CNRS, l'ANPE, les universités, les centres de gestion de la fonction publique territoriale, les caisses des écoles, etc. L'emploi public se répartit de la sorte en trois branches : la fonction publique de l'État (FPE), la fonction publique territoriale (FPT), et la fonction publique hospitalière (FPH), désignées dans la suite sous le terme de « trois fonctions publiques ». Le champ de la fonction publique, ainsi défini, ne comprend ni la Poste, ni les enseignants de l'enseignement privé sous contrat. Chacune des trois fonctions publiques peut être dénombrée au moyen de sources statistiques spécifiques dont le détail est donné dans l'encadré 2.

Au moyen de ces données, il est possible, sur une période de 20 ans (1980-2001), de comparer les évolutions respectives de l'emploi public et de l'emploi privé, et, au sein de l'emploi public, des trois fonctions publiques. Au-delà de ces données de cadrage, l'évolution des structures de la fonction publique de l'État est ensuite détaillée : partage entre les différents ministères, entre ces derniers et les établissements publics. Place des titulaires, extension du temps partiel, féminisation accrue des emplois et vieillissement des effectifs : autant d'aspects du développement de la fonction publique de l'État qui se trouvent ainsi analysés.

L'emploi a davantage augmenté dans la fonction publique

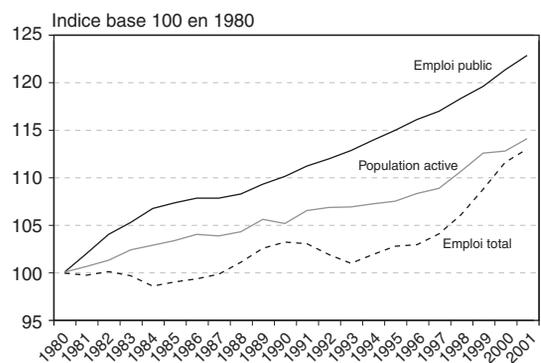
La fonction publique employait 4,8 millions de personnes au 31 décembre 2001, sans compter les emplois aidés (cf. encadré 1), ce qui représentait un cinquième des emplois sur le territoire national. Entre 1980 et 2001 l'emploi public a augmenté de 23 % (891 000 emplois),

dans le même temps, l'emploi total augmentait de 13 % (cf. graphique I).

Cette évolution se décompose en plusieurs périodes. Les années 1980-1982 ont été marquées par de forts recrutements dans la fonction publique. Les taux d'évolution annuels atteints ces années-là (2,1 %) ne se renouvelleront pas au cours des vingt années suivantes (cf. graphique II). Ensuite, jusqu'en 1987, la progression de l'emploi public se ralentit jusqu'à devenir presque nulle. L'année 1988 marque une reprise, puis l'évolution reste stable en dessous de 1 % par an jusqu'en 1997, la croissance des effectifs s'accroissant au-delà (cf. tableau 1).

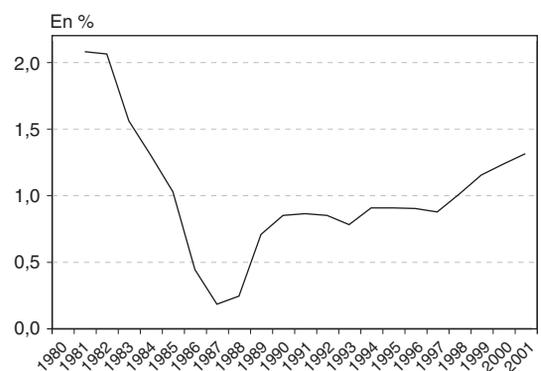
L'emploi public a augmenté à un rythme sensiblement plus élevé que la population active

Graphique I
Évolution de l'emploi public, de l'emploi et de l'activité



Champ : emploi public hors emplois aidés, emploi total et population active en France métropolitaine.
Source : fichiers de paie des agents de l'État, enquête sur les collectivités territoriales, DADS, estimation d'emploi (Insee) ; enquête SAE et H80 (Drees).

Graphique II
Taux d'évolution annuel de l'emploi public (lissage)



Champ : emploi public hors emplois aidés.
Source : fichiers de paie des agents de l'État, enquête sur les collectivités territoriales, DADS (Insee) ; enquête SAE et H80 (Drees).

Encadré 1

DÉFINIR LES LIMITES DE LA FONCTION PUBLIQUE

Les critères qui définissent les contours de l'emploi public en déterminent le niveau. Compter les effectifs est en effet avant tout une question de concepts. Le champ des organismes composant la fonction publique et celui des agents dénombrés doivent être définis. Si on s'intéresse à l'impact des règles de gestion des agents publics, on privilégiera une approche juridique. Si, en revanche, la question est celle de la maîtrise des prélèvements obligatoires, le concept à retenir est le concept économique.

Approche juridique : 4,8 millions d'agents et 289 000 emplois aidés

Dans une approche juridique, la fonction publique réunit, au sens du décret de création de l'Observatoire de l'emploi public du 13 juillet 2000, les organismes de droit public à caractère administratif dont les agents sont soumis aux règles du droit public.

Elle comprend 4,8 millions d'agents titulaires et non-titulaires en 2001, auxquels on peut ajouter les 289 000 agents bénéficiant de contrats aidés, soit un total de 5 millions.

Dans cette acception, la fonction publique rassemble les agents, quel que soit leur statut, qui travaillent dans les services civils et militaires de l'État, dans les collectivités territoriales et dans les établissements publics à caractère administratif (EPA), à l'exclusion de ceux dont le régime normal de recrutement est le droit privé. Les EPA non compris dans la fonction publique sont les quatre caisses nationales de Sécurité sociale (Acoss, CNAMTS, Cnaf, CNAVTS) et le centre national d'études de sécurité sociale. Les autres EPA autorisés, pour une partie seulement de leur personnel, à recruter des agents de droit privé, pour leur part, restent dans le champ de la fonction publique.

On observera qu'il ne suffit pas d'être fonctionnaire pour appartenir à la fonction publique puisque, notamment, les agents fonctionnaires de La Poste (service public à caractère industriel et commercial) ou ceux de France Télécom (société anonyme), représentant 80 % des effectifs de ces deux organismes, sont exclus du champ. Inversement, une personne travaillant dans un ministère, une collectivité territoriale, ou un établissement public est comptée dans l'emploi public, même si elle n'a pas le statut de fonctionnaire.

Dans une approche juridique toujours, on peut aussi retenir un champ plus large que celui découlant du décret de création de l'Observatoire, et inclure dans la fonction publique des agents appartenant à tous les organismes non marchands de droit public, quel que soit le droit auquel sont soumis les agents, voire à des organismes privés que les conditions de financement ou de fonctionnement placent, de fait, sous la tutelle étroite des pouvoirs publics. Les frontières de cette fonction publique élargie sont mouvantes car soumises à des considérations plus subjectives ou à des principes contradictoires, lorsque le critère agent et le critère employeur agissent en sens inverse. On peut en

particulier retenir comme critères suffisants pour appartenir à la fonction publique :

- la qualité de fonctionnaire, quelle que soit la nature de l'employeur. La fonction publique doit alors inclure les fonctionnaires de La Poste (établissement public à caractère industriel et commercial - EPIC) ou de France Télécom (société anonyme) qui constituent encore la grande majorité du personnel (340 000 titulaires au total en 2001) ainsi que ceux travaillant dans des organismes publics marchands ou non marchands, ou dans des organismes privés (19 000) ;

- la nature de droit public du lien entre l'agent et l'État, ce qui conduit à inclure les enseignants de l'enseignement privé sous contrat, dont la rémunération est imputée sur le budget de l'État bien que leur employeur direct appartienne au secteur privé (148 000 personnes en 2001) ;

- la qualité de personne morale de droit public de l'employeur. Les agents des EPIC « non marchands » doivent alors être inclus (36 000). En effet, certains EPIC, tels la Cité des sciences et de l'industrie, l'Opéra national, le Commissariat à l'énergie atomique, le Centre national d'études spatiales, etc. ont certes une activité commerciale mais leur finalité est non marchande. Ils peuvent recevoir des subventions des pouvoirs publics et être soumis aux règles de la comptabilité publique ;

- la qualité d'établissement public à caractère administratif lorsque le régime normal de recrutement y est le droit privé ou un droit public particulier. On compte alors les agents des caisses nationales de Sécurité sociale (14 700 personnes en 2001), les chambres consulaires (51 300), et les associations syndicales autorisées (ASA, 1 400) et autres organismes (6 400).

En plus des 5 millions d'agents (4,8 hors emplois aidés) correspondant à la définition juridique de la fonction publique, au sens du décret de création de l'Observatoire, les quatre critères énumérés ci-dessus conduisent ainsi à dénombrer 610 000 personnes supplémentaires environ (hors doubles comptes).

Approche économique : 5,7 millions d'agents

Dans une approche économique où l'économie nationale est divisée en secteurs institutionnels, la fonction publique correspond à celui des administrations publiques. Ce secteur rassemble les personnes appartenant à l'ensemble des organismes non marchands qui sont financés par des prélèvements obligatoires. Les entreprises nationales, organismes marchands, ne sont évidemment pas concernées par cette définition.

Elle comprend 5,7 millions d'agents au 31 décembre 2001 (y compris les emplois aidés), ce qui représente environ 25,5 % des salariés de métropole et des DOM. Parmi ces personnes, seules 3,8 millions sont titulaires.

Dans cette approche sont comptabilisés :

- pour le secteur des administrations publiques centrales, l'ensemble des agents des services de l'État et de ses établissements publics administratifs mais →

entre 1980 et 1984, et entre 1990 et 1993. Au cours de ces deux périodes, les parts relatives de l'emploi public dans la population active et dans l'emploi total se sont considérablement accrues. À l'inverse, les périodes allant de 1984 à 1990, et plus encore de 1993 à 2001, ont vu ces parts relatives se stabiliser (1984-1990), voire même se réduire (1993-2001) (cf. graphique I).

En équivalent temps plein (ETP), la croissance de l'emploi public entre 1980 et 2001 est plus faible qu'en effectif physique, du fait de l'augmentation du temps partiel sur l'ensemble de la période : elle est ramenée à 19 % (cf. tableau 2). L'écart entre l'emploi public et l'emploi total reste cependant du même ordre, le secteur privé ayant connu sur cette période un développement similaire du temps partiel.

La croissance de l'emploi public repose sur la FPT

Il est possible de décomposer l'évolution de l'emploi public entre ses trois branches (fonction publique d'état (FPE), fonction publique territoriale (FPT), fonction publique hospitalière (FPH), cf. encadré 1). En début de période, jusqu'en 1987, l'État tire la plus grande partie de la croissance de l'emploi public (0,8 % sur les 2,1 % de croissance annuelle entre 1980 et 1982 et 0,3 % sur 0,7 % entre 1982 et 1987). Après 1987, la FPT prend le relais (0,4 % sur les 0,8 % de croissance annuelle entre 1987 et 1997 et 0,7 % sur 1,2 % entre 1997 et 2001, (cf. tableau 1 et graphique III).

Sur l'ensemble de la période, la FPT enregistre la plus forte progression des effectifs (+ 38 %), suivie de la FPH (+ 28 %) et enfin de la FPE (+ 15 %). Cette forte croissance de la FPT est une tendance longue amorcée dès les années 1960. En effet, la forte augmentation de la population urbaine et celle de l'offre de services communaux qui en a découlé ont induit un fort développement des effectifs communaux. À partir des années 1990, les communes continuent de jouer un rôle important dans l'évolution de la FPT. Cependant la décentralisation et le transfert de certaines compétences de l'État vers les collectivités territoriales deviennent un facteur de plus en plus important de la croissance de l'emploi territorial.

Le rôle moteur joué par l'État dans les années 1980 n'est dû qu'à sa taille (54 % des emplois publics en 1990) : cette branche est en effet celle qui a la plus faible progression tout au long de la période examinée. Après 1990, cet effet de taille est surpassé par la dynamique de l'emploi territorial, dont la contribution à la croissance totale de l'emploi public devient prédominante. Alors que la FPT ne représente que 30 % de l'emploi public en 2001, elle a absorbé à elle seule 43 % des 891 000 emplois publics créés pendant ces 21 années. Ces évolutions différentes de l'emploi des trois fonctions publiques ont bien évidemment modifié leur part relative (cf. graphique IV).

Dans les collectivités territoriales, les communes, avec 65 % du total des agents (915 100 emplois) restent, au 31 décembre 2001, les premiers

Encadré 1 (suite)

aussi ceux des établissements publics industriels et commerciaux non marchands nationaux, ceux des organismes privés à financement public majoritaire (exemple : l'Afpa (association pour la formation professionnelle des adultes)) et ceux de l'enseignement privé sous contrat ;

- pour le secteur des administrations publiques locales, l'ensemble des agents des régions, communes, départements et de leurs établissements publics administratifs, mais aussi ceux des établissements publics industriels et commerciaux non marchands locaux, ceux des organismes privés à financement public majoritaire (les associations locales) et ceux des organismes consulaires ;
- pour le secteur des administrations publiques de sécurité sociale, les agents des hôpitaux publics mais aussi ceux des hôpitaux privés fonctionnant sous le régime de la dotation globale de fonctionnement (les hôpitaux privés participant au service public hospita-

lier) et ceux des assurances sociales : caisses nationales et caisses locales.

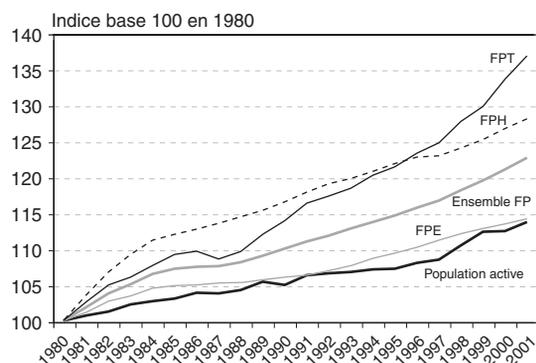
La notion de fonction publique au sens du décret de l'Observatoire de l'emploi public définie plus haut se trouve englobée dans cette définition économique. Néanmoins, quelques établissements publics administratifs, considérés comme marchands par la comptabilité nationale, n'appartiennent pas au secteur des administrations publiques. Il s'agit notamment des établissements d'hébergement pour personnes âgées, des OPHLM, de la Caisse des dépôts et consignations et des caisses de crédit municipal.

Une troisième approche consisterait à assimiler la fonction publique à l'ensemble des personnels exerçant une mission de service public. Les réflexions permettant de définir ce concept avec une précision suffisante sont encore trop récentes pour permettre d'en donner une mesure chiffrée.

employeurs mais leur part dans l'emploi territorial total a baissé depuis 1983. La part occupée par les départements a elle aussi baissé. Ce mou-

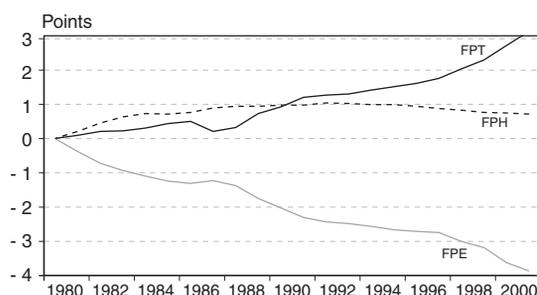
vement s'est effectué au profit des établissements publics communaux, intercommunaux et départementaux mais aussi des régions. Celles-ci, éri-

Graphique III
Croissance de l'emploi dans les trois branches de la fonction publique



Champ : emploi public hors emplois aidés, emploi total et population active en France métropolitaine.
Source : fichiers de paie des agents de l'État, enquête sur les collectivités territoriales, DADS, estimation d'emploi (Insee); enquête SAE et H80 (Drees).

Graphique IV
Évolution des parts relatives des trois fonctions publiques



Lecture : en 2001, le poids de la FPT dans l'emploi public est supérieur de 3,1 points au poids de la FPT en 1980. Le poids de la FPE est inférieur de 3,8 points à celui de 1980.

Champ : emploi public hors emplois aidés.
Source : fichiers de paie des agents de l'État, enquête sur les collectivités territoriales, DADS (Insee); enquête SAE et H80, Drees.

Encadré 2

LES SOURCES STATISTIQUES SUR LA FONCTION PUBLIQUE

Dans la fonction publique de l'État (FPE)

L'exploitation des fichiers de paie par l'Insee permet de recenser tout agent ayant perçu une rémunération imputée sur le budget de l'État ou d'un établissement public national. Les effectifs étant calculés à partir de l'origine de la rémunération, le ministère ou l'établissement public où l'agent est réellement en fonction peut être différent de l'organisme payeur. Il en est ainsi, notamment, des personnes travaillant au ministère de l'Environnement dont la rémunération est versée par le ministère de l'Équipement, de l'Agriculture ou des Finances.

Une même personne peut exercer plusieurs emplois dans la FPE (un emploi principal et un ou plusieurs emplois secondaires). Ne sont retenus que les agents sur emploi principal présents au 31 décembre de l'année. Cependant, certaines personnes (non-titulaires à moins de mi-temps) occupent, du point de vue de l'employeur État, un emploi principal tout en exerçant un autre emploi dans le secteur privé ou dans une autre collectivité publique. Ces emplois, appelés accessoires par l'Insee, sont dénombrés lorsqu'ils sont en fonction au 31 décembre (19 000 personnes fin 2001).

Dans la fonction publique territoriale (FPT)

L'enquête sur les effectifs des collectivités territoriales effectuée par l'Insee est fondée sur le même principe que pour l'État : tout agent en fonction au 31 décembre est recensé, quel que soit son statut, la nature permanente ou non de son emploi, et que cet emploi soit principal ou secondaire (par exemple, instituteur exerçant à titre secondaire les fonctions de

secrétaire de mairie). Les personnes fournissant une collaboration exceptionnelle ne sont cependant pas recensées. Ne sont retenus que les agents sur emploi principal.

Une catégorie particulière de personnel est susceptible d'influer également sur le volume de l'emploi territorial selon qu'elle est intégrée ou pas aux effectifs : les assistantes maternelles à domicile (57 000 fin 2001). Celles-ci sont recensées et ont été comprises dans les effectifs de cette étude. Les proportions de femmes et de non-titulaires sont à apprécier en conséquence.

Dans la fonction publique hospitalière (FPH)

L'enquête statistique annuelle sur les établissements de santé effectuée par le ministère de la Santé recense les personnels permanents. Les agents non-titulaires sur crédits de remplacement ne sont recensés qu'en équivalents temps plein moyen sur l'année. Ils ne figurent pas dans les tableaux présentés dans cet article.

Cette source distingue les deux types de personnel employés par les hôpitaux : les praticiens et, par opposition, le personnel non médical. Seul le personnel non médical est soumis aux dispositions de la fonction publique hospitalière. Les praticiens sont soumis à des dispositions statutaires particulières. C'est pourquoi ils sont parfois absents du décompte des effectifs dans les publications du ministère de la Santé fondées sur le critère statutaire. Ils figurent dans les tableaux de cette étude.

gées en collectivités territoriales en 1986 seulement, représentent une faible part de l'emploi total (0,8 % en 2001) mais elles connaissent une montée en puissance de leurs effectifs, multipliés par six depuis 1983 (cf. tableau 3).

Sous l'effet de la progression de la coopération intercommunale, les organismes intercommunaux ont vu leurs effectifs passer de 66 500 personnes en 1983 à 108 200 en 2001. Alors que ces établissements constituent 8 % de l'emploi territorial, 13 % des nouveaux emplois territoriaux entre 1983 et 2001 leur sont imputables.

Un regroupement au niveau du département de la filière incendie (dont les communes se sont totalement retirées) a eu lieu en 2000 et en 2001. Il a contribué au mouvement de progression des effectifs des établissements départementaux au cours de ces dernières années. 14 % des nouveaux emplois territoriaux leur sont imputables alors qu'ils ne représentent que 5 % des effectifs totaux en 2001.

L'emploi des non-titulaires recule dans la FPT...

Près d'un emploi sur deux des collectivités territoriales ressortit à la filière technique, un sur quatre, à la filière administrative, et un sur dix, à la filière sociale. Les filières culturelle et ani-

mation rassemblent chacune 4 % des emplois territoriaux. Avec la filière sportive, ce sont également celles qui emploient, le plus de non-titulaires : 71 % des emplois d'animation sont occupés par des non-titulaires, 42 % de ceux de la filière culturelle, 27 % de ceux de la filière sportive.

Un agent territorial sur cinq est non-titulaire au 31 décembre 2001. Le recours aux non-titulaires semble lié à l'absence de cadres d'emploi (1) correspondant à certains besoins de recrutement (informaticiens par exemple) et au fait que dans certaines filières, le recrutement se pratique essentiellement sur des emplois non permanents répondant à des besoins occasionnels ou saisonniers. C'est en particulier le cas dans la filière animation, dont 71 % des emplois sont occupés par des non-titulaires. La création progressive des différents cadres d'emploi dans la FPT s'est accompagnée d'une diminution de la part de non-titulaires (30 % en 1983 et 20 % en 2001).

Les taux de non-titulaires varient selon le type de collectivité (35 % dans les EPA communaux,

1. Dans la fonction publique territoriale, les agents relèvent de grades rattachés aux statuts particuliers de 59 cadres d'emplois. Les cadres d'emplois correspondent au regard des fonctions exercées ou des domaines de compétences, à des « filières » : filière administrative, filière technique, filière culturelle, filière sportive, filière médico-sociale, police municipale, sapeurs-pompiers professionnels, filière animation.

Tableau 1
Emploi dans les trois fonctions publiques, emploi total et population active

	Effectifs (en millions)					Contribution au taux de croissance annuel global des effectifs de la fonction publique (en %)				Évolution 1980-2001 (en %)
	1980	1982	1987	1997	2001	1980- 1982	1982- 1987	1987- 1997	1997- 2001	
État										
Ministères	2,06	2,12	2,15	2,24	2,29	0,7	0,2	0,2	0,3	11
EPA nationaux	0,11	0,12	0,14	0,18	0,20	0,1	0,1	0,1	0,1	76
Total État	2,17	2,23	2,29	2,42	2,49	0,8	0,3	0,3	0,4	15
Fonct. pub. territoriale										
Collectivités territoriales	0,84	0,89	0,92	1,03	1,11	0,6	0,2	0,3	0,4	31
EPA locaux	0,18	0,19	0,19	0,24	0,30	0,1	0,0	0,1	0,3	68
Total Fonct. pub. territoriale	1,02	1,07	1,11	1,28	1,40	0,7	0,2	0,4	0,7	38
Fonct. pub. hospitalière	0,67	0,72	0,76	0,83	0,86	0,6	0,2	0,1	0,2	28
Total fonction publique	3,86	4,03	4,17	4,53	4,76	2,1	0,7	0,8	1,2	23
Emploi	21,69	21,71	21,63	22,58	24,49					13
Population active	23,50	23,81	24,41	25,59	26,83					14

Lecture : l'emploi public a progressé de 2,1 % par an entre 1980 et 1982. Sur la même période, l'emploi de l'État a progressé de 1,4 % par an, celui de la FPT de 2,5 % par an et celui de la FPH de 3,4 %. Les 2,1 % d'évolution globale de la fonction publique se décomposent ainsi : 0,8 % (de la part de la FPE) + 0,7 % (FPT) + 0,6 % (FPH).

Champ : emploi public hors emplois aidés.

Source : fichiers de paie des agents de l'État, enquête sur les collectivités territoriales, DADS (Insee) ; enquête SAE et H80 (Drees).

20 % dans les communes, 12 % dans les départements, 8 % dans les EPA départementaux par exemple). Ces écarts s'expliquent par la différence de missions entre collectivités. Selon le type de collectivité, les compétences nécessaires ne sont pas les mêmes et les cadres d'emploi pèsent alors d'un poids différent. Certaines filières relèvent plus spécifiquement de certains

types de collectivités. Les fonctions de police relèvent des communes, celle de lutte contre l'incendie des départements ou de leurs EPA, les métiers de l'animation et de la culture dépendent, pour l'essentiel, des communes ou des établissements intercommunaux, la filière médico-sociale ressortissant aux communes et aux départements. Seules les filières technique et

Tableau 2
Effectifs physiques et équivalents temps plein dans les trois fonctions publiques

	Effectifs (en millions)						Évolution des effectifs (en %)					
	1980		1990		2001		1980-1990		1990-2001		1980-2001	
	Physiques	Équivalents temps plein	Physiques	Équivalents temps plein	Physiques	Équivalents temps plein	Physiques	Équivalents temps plein	Physiques	Équivalents temps plein	Physiques	Équivalents temps plein
Ministères	2,06	2,02	2,17	2,08	2,29	2,19	5	3	6	5	11	8
EPA nationaux	0,11	0,10	0,14	0,12	0,20	0,16	26	17	39	37	76	61
Total État	2,17	2,12	2,31	2,20	2,49	2,35	6	4	8	7	15	11
Collectivités territoriales	0,84	0,00	0,96	0,87	1,11	0,99	14		15	13	31	
EPA locaux	0,18	0,00	0,20	0,18	0,30	0,26	15		47	47	68	
Total fonct. pub. territoriale	1,02	0,93	1,17	1,05	1,40	1,25	14	14	20	19	38	35
Fonction pub. hospitalière	0,67	0,64	0,78	0,73	0,86	0,77	17	15	10	6	28	22
Total fonction publique	3,86	3,69	4,26	3,98	4,76	4,38	10	8	12	10	23	19
Emploi total	21,69	21,47	22,37	21,92	24,49	23,14	3	2	9	6	13	8
Population active	23,50		24,71		26,83		5		9		14	

Champ : FPE, ministères et EPA nationaux, FPT, emplois principaux des collectivités territoriales et des EPA locaux (hors ASA), FPH, y compris les praticiens hospitaliers et les établissements d'hébergement pour personnes âgées. Hors emplois aidés.

Source : fichiers de paie des agents de l'État, enquête sur les collectivités territoriales, DADS, estimations d'emploi (Insee) ; enquête SAE et H80, (Drees).

Tableau 3
Effectifs de la fonction publique territoriale

	1983		1990		2001			Évolution 1983-2001		
	Effectifs	Part de non-titulaires (en %)	Effectifs	Part de non-titulaires (en %)	Effectifs	Structure (C8)/(C8L10)	Part de non-titulaires (en %)	Solde (C8)-(C1)	% (C15)/(C1)	Contribution à la croissance (C15)/C1L10
	(C1)	(C2)	(C3)	(C4)	(C8)	(C9)	(C10)	(C15)	(C16)	(C17)
Collectivités territoriales										
Communes (L1)	720 941	29	803 857	23	915 115	65	20	194 174	26,9	17,9
Départements (L2)	173 982	26	154 235	12	179 311	13	12	5 329	3,1	0,5
Régions (L3)	1 682	81	5 132	41	11 329	1	30	9 647	573,5	0,9
Total collectivités territoriales (L4)	896 605	28	963 224	21	1 105 755	79	24	209 150	23,3	19,3
EPA Locaux										
EPA communaux (L5)	69 116	49	77 537	44	96 832	7	35	27 716	40,1	2,6
EPA intercommunaux (L6)	66 503	26	72 218	22	108 211	8	25	41 708	62,7	3,8
EPA départementaux (L7)	18 517	14	26 675	11	64 104	5	8	45 587	246,2	4,2
Autres EPA locaux (L8)	34 325	50	26 710	34	29 117	2	31	- 5 208	- 15,2	- 0,5
Total EPA locaux (L9)	188 461	38	203 140	31	298 264	21	13	109 803	58,3	10,1
Total fonction publique territoriale (L10)	1 085 066	30	1 166 364	23	1 404 019	100	20	318 953	29,4	29,4

Lecture : entre 1983 et 2001, les effectifs territoriaux ont augmenté de 29,4 %. Cette augmentation se décompose ainsi : 19,3 % (collectivités territoriales) + 10,1 % (EPA locaux).

Champ : emplois principaux, y compris assistantes maternelles, hors emplois aidés.

Source : enquête sur les collectivités territoriales (Insee).

administrative sont présentes dans toutes les collectivités. À cadre d'emploi donné, les taux de non-titulaires varient peu selon le type de collectivité.

... et progresse dans les hôpitaux

Dans la fonction publique hospitalière, le nombre de non-titulaires permanents est évalué à 50 000 personnes au 31 décembre 2001 : 48 000 d'entre eux travaillent dans les hôpitaux et les autres dans les établissements d'hébergement pour personnes âgées (EHPA). Ces non-titulaires permanents représentent 5,5 % de l'emploi total hospitalier (personnel des établissements pour personnes âgées et personnel médical compris).

L'enquête de la DHOS (Direction de l'hospitalisation et de l'offre de soin du ministère de la Santé) dite SPE (Statistique du personnel non médical des établissements publics de santé) évalue à 46 900 le nombre de non-titulaires sur crédits de remplacement des hôpitaux fin 2001 (2), ce qui double le nombre de non-titulaires. Ce complément de taille porte ainsi le taux de non-titulaires de 5,5 % à 10,7 % dans la fonction publique hospitalière. Ce taux se rapproche de celui constaté dans la fonction publique de l'État (13 %) mais reste le plus faible des trois fonctions publiques.

Entre 1995 et 1999, période pour laquelle on dispose des données homogènes les plus détaillées sur les hôpitaux publics, l'emploi de non-titulaires a progressé pour compenser, semble-t-il, le développement du temps partiel des titulaires.

Contrairement à la situation dans la FPT, où les non-titulaires sont surreprésentés dans certaines filières professionnelles, leur présence varie peu d'une filière à l'autre de la FPH. Tout juste peut-on noter une certaine sous-représentation dans la filière médico-technique. Le recours aux non-titulaires serait plutôt lié au type d'établissement. Ce sont les hôpitaux locaux qui font le plus appel à ce type d'agents et les centres hospitaliers régionaux qui y ont le moins recours. Ce phénomène semble s'expliquer par un plus fort taux de rotation des agents dans les grandes structures et par les possibilités accrues d'intégration qui en découlent.

L'Éducation nationale emploie un agent de l'État sur deux...

L'État est le plus gros employeur public : au 31 décembre 2001, il employait 2,5 millions de

personnes. 2,3 millions étaient en fonction dans les ministères et 200 000 dans les établissements publics administratifs.

72 % des agents de l'État sont des titulaires. Le reste se partage entre militaires (13 %), ouvriers d'État (2 %) et non-titulaires (13 %). L'Éducation nationale emploie près de la moitié des agents des ministères, la Défense en emploie 17 %, et l'Économie 8 % (cf. graphique V).

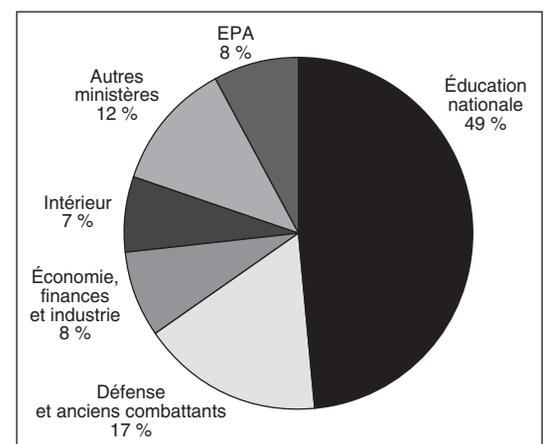
Les effectifs de l'État, à champ constant (3), ont progressé de 15 % entre 1980 et 2001 (318 000 emplois). Dans le même temps, en France métropolitaine, la population active (emploi et chômage) progressait de 14 % et l'emploi de 13 %.

Sur 2 491 000 agents de la fonction publique de l'État, 92 % appartiennent à des ministères (2 295 000) et 8 % à des établissements publics nationaux à caractère administratif (196 300).

2. Cette enquête est la première à dénombrer ce type de personnel. L'enquête SAE de la Drees ne recense, quant à elle, ces personnels qu'en équivalents temps plein moyen sur l'année. La distinction entre non-titulaires permanents et non permanents payés sur crédit de remplacement n'est pas disponible pour le personnel non médical des EHPA.

3. Les séries commentées dans cet article, s'entendent, dans la mesure du possible, à « champ constant ». C'est-à-dire que le périmètre de l'État est celui de 2001. Les effectifs des PTT, notamment, qui étaient statutairement inclus dans les effectifs ministériels jusqu'en 1991 ne figurent jamais dans les séries commentées. En revanche, en cas de transfert entre les budgets de l'État et celui d'un établissement public, les agents ont été affectés au budget sur lequel ils étaient effectivement rémunérés. Les agents de Météo France après 1994, par exemple, sont dénombrés avec les EPA, avant ils figuraient dans les effectifs de l'État.

Graphique V
Répartition des effectifs de l'État par ministère



Lecture : le regroupement des ministères vise l'homogénéité des séries sur la période.

Champ : ministères et EPA, hors emplois aidés.

Source : fichiers de paie des agents de l'État (Insee).

... et représente les deux tiers de la croissance des effectifs de l'État

Dans les 15 % d'évolution des effectifs de l'État entre 1980 et 2001, l'Éducation nationale compte pour 10 points, les autres ministères civils pour trois points, les établissements publics pour quatre points. Le ministère de la Défense, pour sa part, a une contribution négative (deux points).

Les ministères de la Justice, de l'Intérieur, de la Culture et de l'Outre-mer enregistrent eux aussi de fortes progressions (4). À l'Intérieur, c'est la partie « hors Police nationale » (les préfetures notamment) qui se développe le plus. Cette évolution a lieu aussi dans les Dom et se répercute sur le budget du ministère de l'Outre-mer qui a la charge des préfetures de ces départements. Au ministère de la Culture, 32 des 72 % de progression des effectifs entre 1980 et 2001 concernent la période 1980-1982. Pendant la décennie 1990-2001, l'apparente progression de ce ministère (cf. tableau 4) est due au transfert des écoles d'architecture du budget du ministère de l'Équipement à celui de la Culture.

La hausse constatée à l'Équipement en 1987 et 1988 est due à la possibilité offerte aux agents territoriaux des directions départementales de l'équipement (DDE) mis à disposition de l'État

d'être rattachés à celui-ci. Les ministères de l'Éducation nationale (5) et de l'Intérieur ont, pour leur part, progressé de 22 % en 21 ans (224 000 emplois à l'Éducation nationale et 30 000 à l'Intérieur).

Le ministère de la Défense a vu ses effectifs diminuer de 15 % entre 1980 et 1994 (- 71 000 emplois, cf. graphique VI). Depuis, l'embauche consécutive à la professionnalisation des armées a ramené la baisse à 10 % entre 1980 et 2001 (- 46 000 emplois). En dehors du ministère de la Défense, deux autres ministères ont connu une décroissance de leurs effectifs sur la période examinée : - 46 % pour les Affaires étrangères et la Coopération (- 16 000), et - 0,9 % pour l'Économie et les finances (- 1 700). À l'Équipement et aux Finances la tendance est à la baisse des effectifs depuis le milieu des années 1980.

4. La répartition par ministère, tels qu'ils apparaissent ici et dans la suite vise l'homogénéité des séries sur la période. Ainsi, ont été regroupés : l'Industrie, le Commerce et l'Artisanat au sein du ministère de l'Économie et des Finances ; la Jeunesse et les Sports, la Recherche et l'Enseignement supérieur au sein du ministère de l'Éducation nationale ; le Tourisme, l'Environnement, les Transports et la Mer au sein du ministère de l'Équipement ; l'Aménagement du territoire, avec les services du Premier ministre ; les Anciens Combattants avec le ministère de la Défense ; la Coopération, enfin, avec les Affaires étrangères.

5. Les effectifs des budgets de l'enseignement scolaire, de l'enseignement supérieur, de la recherche et de la jeunesse et des sports ont été rassemblés.

Tableau 4
Effectifs de l'État par ministère

	Effectifs physiques au 31 décembre 2001			Évolutions 1990-2001					
	Ministères	EPA	Total FPE	Ministères		EPA		Total FPE	
				Effectif	%	Effectif	%	Effectif	%
Affaires étrangères et Coopération	18 339	11 603	29 942	- 7 672	- 29,5	7 750	201,1	78	0,3
Agriculture	40 285	21 890	62 175	6 077	17,8	6 467	41,9	12 544	25,3
Culture	14 697	8 153	22 850	1 350	10,1	5 347	190,6	6 697	41,5
Défense et anciens Combattants	415 032	6 158	421 190	- 1 874	- 0,4	1 671	37,2	- 203	0,0
Économie, Finances et Industrie	199 643	11 685	211 328	- 10 080	- 4,8	2 816	31,8	- 7 264	- 3,3
Éducation nationale	1 223 932	88 804	1 312 736	125 308	11,4	16 237	22,4	141 545	12,1
Emploi et solidarité	27 538	31 759	59 297	227	0,8	7 920	33,2	8 147	15,9
Équipement	115 307	12 863	128 170	- 7 368	- 6,0	5 583	76,7	- 1 785	- 1,4
Intérieur	166 813	39	166 852	9 452	6,0	33	550,0	9 485	6,0
Justice	67 782	979	68 761	12 995	23,7	420	75,1	13 415	24,2
Outre-mer	2 254	997	3 251	- 561	- 19,9	997		436	15,5
Services du Premier ministre	3 156	1 392	4 548	9	0,3	180	14,9	189	4,3
Total	2 294 778	196 322	2 491 100	127 863	5,9	55 421	39,3	183 284	7,9

Champ : ministères et EPA, hors emplois aidés.
Source : fichiers de paie des agents de l'État (Insee).

Certaines missions sont transférées des ministères aux établissements publics

Les baisses d'effectifs observées dans certains ministères traduisent parfois des transferts de missions entre les ministères et les EPA dont ils ont la tutelle. C'est le cas aux Affaires étrangères et à la Coopération où les 7 700 emplois perdus par le ministère entre 1990 et 2001 correspondent à la création, comme EPA, de l'agence pour l'enseignement français à l'étranger. De même, la création de Météo France au début des années 1990 s'est traduite par le transfert de 3 000 emplois du ministère de l'Équipement vers le budget de l'établissement public.

En moyenne, 8 % des effectifs de la fonction publique ressortissent à un établissement public. Le ministère de l'Emploi et de la Solidarité, administration d'effectifs relativement faibles, est celui qui a le plus recours à de tels dispositifs. Sur 59 300 agents, 27 500 appartiennent au ministère lui-même, soit moins de la moitié, et 31 800 à un établissement public (cf. tableau 4). Et encore ne compte-t-on pas les caisses nationales de Sécurité sociale, classées hors fonction publique, mais qui sont juridiquement des EPA dérogatoires (cf. encadré 3). Aux Affaires étrangères, à la Culture et à l'Agriculture, les proportions s'établissent aux environs de deux tiers dans les ministères et un tiers dans les établissements. D'autres ministères, à effectifs plus faibles, comptent également une part importante de leurs agents dans des établissements publics. À l'inverse, comme l'on pouvait s'y attendre, la répartition des

agents des plus gros ministères (en dehors de celui de la Défense), s'avère assez proche de la moyenne : 7 % des agents de l'Éducation nationale appartiennent à des établissements publics, 5,5 % de ceux de l'Économie et 10 % de ceux de l'Équipement.

Plus de cadres...

La structure hiérarchique de la FPE est marquée par le poids de certains métiers. Les enseignants occupent la moitié des emplois de titulaires fin 2001. Rien d'étonnant alors à ce que 51 % des titulaires de l'État soit de catégorie A (cf. tableau 5).

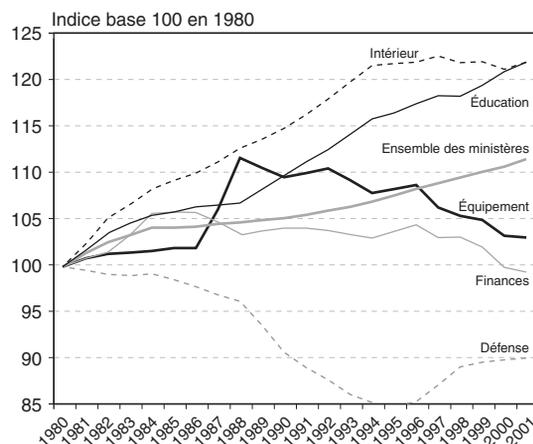
Le poids des enseignants rend la part de cadres dans la FPE exceptionnelle en comparaison des deux autres branches de la fonction publique (10 % pour les titulaires de l'hospitalière et 7 % pour ceux de la territoriale) ou du secteur privé (14 % (6)).

La FPE, répartie au début des années 1980 en trois parts sensiblement égales entre les catégories A, B et C, a vu sa structure se déformer progressivement en faveur de la catégorie A. Cette évolution est largement imputable à la création, en 1990, du corps de professeur des écoles, classé en catégorie A, qui a vocation à se substituer au corps des instituteurs classé en catégorie B (7). Elle s'explique aussi par l'augmentation du nombre relatif d'enseignants et par l'extension des cadres A chez les non-enseignants.

Au cours des 21 dernières années, la place des agents de catégorie A augmente aussi, en dehors de l'enseignement, mais beaucoup plus faiblement (de 17 % à 19 %). La progression est surtout marquée chez les personnels non enseignants des établissements scolaires, dans les services déconcentrés de l'Éducation nationale, dans la Police nationale et dans les administrations centrales (cf. tableau 5).

En dehors de l'enseignement, les agents de catégorie C occupent une place prépondérante, dans la FPE comme dans les autres fonctions publiques (60 % chez les titulaires de l'État, 79 % chez ceux de la FPT et 50 % dans la FPH).

Graphique VI
Évolution des effectifs des principaux ministères



Champ : ministères hors emplois aidés.
Source : fichiers de paie des agents de l'État (Insee).

6. Enquête Emploi 2001 (Insee).

7. 270 000 instituteurs étaient en fonction en 1990, 120 000 fin 2001 et 102 000 fin 2002.

... qui sont de plus en plus souvent des femmes

La progression de l'Éducation nationale tire aussi la féminisation de l'État vers le haut. Si certaines fonctions demeurent plus féminisées que d'autres (au 31 décembre 2001, un salarié sur deux des ministères civils et de la Défense est une femme), la part des femmes a augmenté dans tous les cas. Les métiers de la Police (8), de l'armée ou des prisons (9), qui sont traditionnellement peu féminisés (11 % pour la police et le personnel de prison, 9 % pour les militaires en 2001), enregistrent une importante progression

des effectifs féminins depuis 1980. La proportion de femmes a presque doublé chez les militaires, elle a plus que doublé dans le personnel des prisons, et a été multipliée par sept dans la Police où elle était quasi nulle en 1980.

8. Sont classés comme policiers les personnels appartenant aux corps suivants : capitaine de police, lieutenant de police, enquêteurs de la Police nationale, gradés et gardiens de la Police nationale.

9. Sont classés comme personnels des prisons les agents appartenant aux corps suivants : adjoints techniques des services déconcentrés de l'administration pénitentiaire, chefs de service pénitentiaire, personnel de surveillance des services déconcentrés de l'administration pénitentiaire, techniciens des services déconcentrés de l'administration pénitentiaire.

Encadré 3

LA FONCTION PUBLIQUE D'ÉTAT : UNE TYPOLOGIE DES NON-TITULAIRES

Le statut général pose le principe que les emplois civils permanents de l'État à temps complet sont occupés par des titulaires. Dans le respect de ce principe, l'emploi de non-titulaires est néanmoins prévu par certaines dispositions législatives.

Dans les ministères, 108 200 personnes (54 % des non-titulaires) appartiennent à des catégories d'emplois qui ne peuvent être occupées que par des non-titulaires en raison du caractère particulier des missions accomplies ou en raison de leur caractère non permanent. Ils occupent des fonctions n'ayant pas vocation à être exercées par des titulaires car elles sont « statutairement » temporaires ou les tâches sont spécifiques et, éventuellement, accompagnées d'un mode d'exercice à temps incomplet. La dimension particulière des fonctions occupées place ces catégories de non-titulaires hors du champ de la loi de résorption de l'emploi précaire du 3 janvier 2001 (plan Sapin). Compte tenu du fait que les fonctions sont, dans certaines de ces catégories, exercées à temps incomplet, on observe qu'en moyenne, une personne physique correspond à 0,8 agent converti en équivalents temps plein (ETP).

En croisant définitions juridiques et données statistiques disponibles dans le fichier de paie de l'Insee, on peut identifier les catégories homogènes suivantes :

- les maîtres d'internat et surveillants d'externat (MISE, 53 500 agents) constituent à eux seuls plus du quart des non-titulaires de l'État. Leur emploi est exercé parallèlement à la poursuite d'études supérieures ;

- les enseignants ou chercheurs temporaires (27 900 personnes) représentent 14 % de l'ensemble des non-titulaires. 9 500 sont allocataires de recherche ; les autres exercent notamment les fonctions d'enseignants associés, d'attachés temporaires d'enseignement et de recherche (ATER), d'assistants hospitalo-universitaires. Certains intégreront les corps de la fonction publique par la voie des concours d'enseignants ou de praticiens hospitaliers, d'autres choisiront d'exercer dans le secteur privé ;

- les recrutés locaux (8 900 personnes) sont des personnes recrutées à l'étranger ou dans les territoires d'outre-mer et dont le contrat est soumis aux dispositions juridiques locales. Ils occupent généralement des emplois de service, de surveillance et d'ouvriers ;

- les personnels de service (7 400 personnes mais moins de 4 000 en ETP) étaient, avant la jurisprudence Berkani (1998), considérés comme relevant du droit privé. La loi du 12 avril 2000 a donné aux personnels alors en fonction la possibilité d'opter avant fin 2000 pour un contrat de droit public de durée indéterminée. Les intéressés sont principalement employés par trois ministères ayant d'importants services déconcentrés : l'Économie, l'Intérieur, l'Équipement ;

- les cas particuliers (10 000 personnes soit 3 500 en ETP) concernent des situations plus ponctuelles d'emploi temporaire ou particulier. On citera, par exemple, les assistants de justice (personnes à mi-temps auprès de magistrats), les académiciens ou les aumôniers des prisons. Sont également comprises dans cette catégorie les personnes qui occupent, au sein de l'État, une activité secondaire à leur activité professionnelle principale (membres de commissions médicales, conseillers des prud'hommes, certains emplois exercés à moins de mi-temps). La conversion des effectifs de cette catégorie en ETP (0,3 ETP pour une personne physique) montre bien le caractère accessoire de ces emplois.

En dehors de ces catégories spécifiques de non-titulaires, d'autres emplois peuvent, à titre dérogatoire, être ouverts au recrutement de non-titulaires pour assurer une certaine souplesse de gestion. Cette population de 91 400 personnes (46 % des non-titulaires) constitue un ensemble aux caractéristiques relatives aux missions exercées, à la quotité d'emploi, au niveau hiérarchique notamment, très variées. Ces « autres non-titulaires » correspondent à 80 400 ETP. La majorité de ces agents est rémunérée soit sur emploi vacant de titulaire bloqué, soit sur crédits de personnel, voire de fonctionnement. Le quart d'entre eux est rémunéré sur emploi budgétaire de contractuel.

Même dans les populations où les femmes étaient déjà largement majoritaires, leur place augmente. Ainsi chez les enseignants du primaire et du secondaire, le taux de féminisation a augmenté de 11 points depuis 1980 en catégorie A et de sept points en catégorie B (cf. tableau 6). Dans cette dernière catégorie, l'augmentation de la part relative des femmes concerne un corps en extinction, celui des instituteurs : les femmes ont eu une propension plus forte à rester dans ce corps que les hommes (10).

C'est dans la catégorie A que la féminisation revêt toute son ampleur. Hors enseignants, policiers, militaires et personnels des prisons, la proportion de femmes dans cette catégorie s'est accrue de 17 points pour s'établir à 43 % en 2001. Parmi les titulaires des ministères civils, l'augmentation la plus spectaculaire de cette proportion dans la catégorie A concerne les A + (11) : leur taux de féminisation a plus que doublé en 21 ans et s'établit à 34 % en 2001. Il est vrai qu'un retard important reste à combler dans cette catégorie qui présente encore un faible taux de féminisation.

Moins de non-titulaires dans les ministères

Au 31 décembre 2001, 317 000 agents de l'État sont non-titulaires, 200 000 travaillent dans les ministères et 117 000 dans les EPA.

La loi du 13 juillet 1983 a marqué une rupture dans le recrutement des non-titulaires. En effet, elle a rendu obligatoire le recours à des fonctionnaires pour pourvoir les emplois civils permanents de l'État, des collectivités territoriales et de leurs établissements publics à caractère administratif. À sa suite ont été prononcées des titularisations massives et le recrutement de non-titulaires s'est fortement ralenti. De sorte qu'entre 1982 et 1986 le nombre de non-titulaires a diminué de 67 000 (- 25 %) pour s'établir

10. Le corps des instituteurs étant classé dans une catégorie active, les agents qui y ont passé plus de 15 ans, ont la possibilité de partir en retraite dès 55 ans. Ainsi, des arbitrages individuels peuvent inciter des agents à ne pas quitter ce corps avant d'y avoir accompli 15 années de service.

11. Sont normalement classés en A +, les corps dont l'indice terminal se situe hors échelle B. Il s'agit notamment des magistrats et des corps d'administrateurs et d'ingénieurs des « grands corps ».

Tableau 5
Structure par catégorie hiérarchique

	1980				1990				2001			
	Effectifs	Structure (en %)			Effectifs	Structure (en %)			Effectifs	Structure (en %)		
		A	B	C		A	B	C		A	B	C
Ministères civils												
Établissements d'enseignement (y compris hors Éducation nationale)												
Enseignants	652 808	49	51	0	751 870	55	45	0	838 336	84	16	0
Non-enseignants	158 042	14	9	77	182 987	16	10	74	217 214	20	12	68
Total	810 850	42	43	15	934 857	47	38	14	1 055 550	71	15	14
Autres services déconcentrés de l'Éducation nationale	35 795	38	25	38	39 962	33	25	42	44 987	41	26	33
Police nationale	109 271	2	15	82	121 487	2	15	83	126 076	5	10	84
Services pénitentiaires	10 884	2	8	90	20 043	2	9	89	25 552	4	13	84
Autres services déconcentrés	341 374	21	24	55	382 748	19	24	57	390 754	21	28	50
Administrations centrales	25 291	29	17	54	28 378	26	17	57	31 497	32	21	47
Ensembles des ministères civils	1 333 465	33	34	33	1 527 475	35	32	33	1 674 416	52	18	30
Défense et anciens Combattants	36 357	12	25	63	37 180	11	24	65	41 157	12	29	59
Ensembles des ministères												
Tous agents	1 369 822	32	34	34	1 564 655	35	31	34	1 715 573	51	19	31
dont : non-enseignants (1)	717 014	17	19	64	812 785	16	19	65	877 237	19	21	60

1. Ne sont exclus que les enseignants en poste dans des établissements d'enseignement.

Champ : titulaires civils des ministères.

Source : fichiers de paie des agents de l'État (Insee).

à 197 000 agents. Ensuite après une reprise jusqu'en 1992 (220 000 non-titulaires), de nouveaux plans de titularisation ont ramené leur niveau à celui de 1986.

En 2001, parmi les 200 000 agents non titulaires, 108 000 appartiennent à des catégories

d'emplois spécifiques qui n'ont pas vocation à être occupés par des agents titulaires (cf. encadré 4). Les autres non-titulaires représentent, à cette date, 4 % des effectifs des ministères (91 000 agents) contre 6 % en 1990 (128 000) (cf. tableau 7). C'est parmi eux que figurent les personnels susceptibles d'être titu-

Tableau 6
Part de personnel féminin suivant la catégorie de personnel

	Effectifs 2001 (en milliers)	Part des femmes (en %)			Évolution (en points)		
		1980	1990	2001	1980-1990	1990-2001	1980-2001
Ministères civils							
Titulaires							
Catégorie A	866,0	44	47	57	3,3	9,9	13,2
Enseignants (primaire et secondaire)	640,3	53	54	64	1,3	9,5	10,8
Enseignants (supérieur)	70,3	25	27	33	2,2	6,2	8,4
Autres A	155,4	26	34	43	8,6	8,3	17,0
dont niveau A +	26,9	16	25	34	9,2	9,0	18,2
dont magistrats	6,1	32	45	52	13,0	7,3	20,3
dont professions médicales	1,7	47	52	67	5,0	14,8	19,8
dont autres A + (administratifs, techniques, etc.)	19,1	9	16	25	6,7	9,0	15,7
dont niveau attaché, inspecteur, ingénieur des travaux principal et divisionnaire	39,0	21	25	34	3,7	9,7	13,4
dont niveau attaché, inspecteur, ingénieur des travaux	86,3	31	42	50	11,0	7,3	18,3
dont autres emplois	3,3	18	29	33	10,8	3,9	14,7
Catégorie B	308,1	65	67	67	2,4	- 0,6	1,7
Enseignants (primaire et secondaire)	137,3	71	74	78	2,5	4,1	6,7
Policiers (1)	11,6	6	8	17	1,4	9,2	10,5
Autres B	159,2	53	57	60	4,2	3,3	7,5
Catégories C et D	500,3	49	52	51	2,5	- 0,4	2,1
Policiers (1)	95,6	1	5	10	4,0	5,7	9,8
Personnels des prisons (1)	19,7	5	7	11	1,6	4,2	5,8
Autres C et D	385,0	62	65	64	2,1	- 0,9	1,2
Total titulaires	1 674,4	53	55	57	2,2	2,2	4,3
dont total enseignants primaire et secondaire	777,6	63	63	66	0,9	2,7	3,5
dont total policiers	107,2	1	5	11	3,6	6,0	9,5
Non titulaires	192,2	55	57	58	1,1	1,6	2,7
Militaires	0,8	1	3	4	3,0	0,6	3,5
Ouvriers d'État	12,4	4	5	5	0,5	0,6	1,0
Total ministères civils	1 879,7	53	55	57	2,0	2,2	4,2
Défense							
Titulaire	41,2	59	64	56	5,3	- 7,6	- 2,2
Non titulaire	7,5	38	31	28	- 7,3	- 3,4	- 10,7
Militaires	320,6	5	7	9	1,5	2,4	4,0
Ouvriers d'État	45,8	18	19	17	1,1	- 1,5	- 0,4
Total Défense	415,0	12	15	15	2,1	0,5	2,6
Total ministères	2 294,8	44	47	49	3,2	2,4	5,5

1. Se reporter aux notes de bas de page 8 et 9.

Lecture : il y a 57 % de femmes dans les ministères civils en 2001. Cette part a progressé de 4,2 points entre 1980 et 2001 (de 53 % à 57 %).

Champ : ministères hors emplois aidés.

Source : fichiers de paie des agents de l'État (Insee).

larisés dans le cadre du plan Sapin de résorption de l'emploi précaire. Les effectifs de cette catégorie de non-titulaires ont nettement diminué depuis 1990 (- 29 %), notamment à la suite des différents plans de titularisation. Dans le même temps, les effectifs des catégories dites spécifiques ont fortement progressé. En particulier ceux du ministère de l'Éducation nationale : maîtres d'internat et surveillants d'externat (Mise) et enseignants et chercheurs temporaires. De sorte que la baisse de 8 % du nombre de non-titulaires dans les ministères, enregistrée entre 1990 et 2001, se décompose en une hausse de 9 % des catégories spécifiques et une baisse de 17 % des autres non-titulaires.

Dans les EPA en revanche, la part d'agents non titulaires est passée de 54 % à 60 % entre 1990 et 2001. Cette progression s'explique, en partie, par le développement des EPA dit « dérogatoires » dans lesquels le statut normal de recrutement n'est pas celui de fonctionnaire (12) (cf. encadré 4) et dont le personnel est composé presque exclusivement de non-titulaires (cf. tableau 8).

Le développement du temps partiel va de pair avec celui de la cessation progressive d'activité

Comme on l'a vu au niveau global, l'augmentation des effectifs s'est accompagnée d'une extension du temps partiel, à la fois dans les ministères et dans les établissements publics. Cette hausse n'est pas due uniquement à la progression de la part des catégories spécifiques de non-titulaires ou à l'augmentation de la féminisation de la fonction publique. Elle traduit également une tendance générale.

Fin 2001, 278 000 agents civils des ministères civils travaillent à temps partiel. Ils représentent 15 % du personnel. Le temps partiel est davantage développé chez les femmes (21 % des femmes sont dans ce cas). Ces agents à temps partiel se décomposent en 197 000 titulaires, 3 800 ouvriers d'État et 77 000 non-titulaires. Leur nombre a été multiplié par 2,5 entre 1980 et 2001.

12. Les plus importants établissements de ce type sont l'ANPE, les Crous, les agences de l'eau et le Crasea.

Encadré 4

LA FONCTION PUBLIQUE D'ÉTAT ET LES ÉTABLISSEMENTS PUBLICS ADMINISTRATIFS

L'action de l'État s'exerce principalement grâce aux ministères et aux établissements publics, personnes morales distinctes, dotées de l'autonomie administrative et financière. En contrepartie de cette autonomie, les établissements sont soumis à la tutelle des ministères compétents. Les établissements publics permettent aux ministères d'exercer une action dans un domaine spécialisé : formation, recherche, diffusion culturelle, santé, etc. Le rapport sur les établissements publics nationaux (EPN) établi par la délégation interministérielle à la réforme de l'État (1) en juillet 2002 insiste sur le caractère essentiel de ce critère de spécialité : « on crée un EPN pour rechercher une meilleure efficacité dans la mise en œuvre d'une politique publique ». En personnalisant une action, la forme de l'établissement public donne à une activité un caractère plus opérationnel. Outre une certaine souplesse dans la réglementation comptable et budgétaire, la création d'un établissement public offre notamment des facilités d'organisation administrative : création de services extérieurs, de filiales, prises de participation, conventions avec des associations et, en matière d'emploi, recrutement de compétences spécifiques.

Les établissements publics administratifs dérogatoires

Pour permettre aux établissements publics administratifs de répondre aux besoins particuliers auxquels

leur mission les destine, il existe des dérogations spécifiques au principe selon lequel les emplois civils permanents de l'État sont occupés par des fonctionnaires. La liste des établissements, dans lesquels la spécificité des missions justifie le recrutement de personnels non titulaires ayant une expertise adaptée, compte actuellement une cinquantaine d'établissements ou groupes d'établissements. Figurent notamment l'Agence nationale pour l'emploi, les Agences de l'eau, les Centres régionaux des œuvres universitaires et scolaires, le musée du Louvre, l'Institut géographique national et, de création plus récente, les établissements institués dans le cadre de la politique de sécurité sanitaire (l'Établissement français du sang, l'Agence française de sécurité sanitaire des produits de santé, l'Institut de veille sanitaire, l'Office national d'indemnisation des accidents médicaux, des affections iatrogènes et des infections nosocomiales, etc.). Les agents de ces établissements dits « dérogatoires » relèvent généralement du droit public mais, dans certains cas, le recrutement de personnel de droit privé est même autorisé.

1. Ex DIRE aujourd'hui intégrée à la DMGPSE.

Le temps partiel des non-titulaires ne correspond pas toujours à un choix : les postes correspondants sont fréquemment définis à temps non complet. En 1980, il concernait déjà 26 % des agents. Le temps partiel des non-titulaires s'est développé, jusqu'à toucher, 21 ans plus tard, 40 % des agents de cette catégorie. Toutefois, cette progression du temps partiel subi chez les non-titulaires est à relier à la forte progression des catégories particulières, notamment des Mise et des attachés temporaires d'enseignement et de recherche (Ater), emplois généralement réservés à des étudiants et défini à temps non complet. Ces deux catégories représentaient 32 % des non-titulaires en 1990 et 46 % en 2001. Chez les autres non-titulaires, la proportion d'agents à temps partiel a peu évolué, de 27 % en 1990 à 29 % en 2001.

Le travail à temps partiel choisi, assorti en 1982 d'incitations financières dans le cadre de la

politique de l'emploi, s'est beaucoup développé dans la fonction publique, rapidement les premières années, plus modérément après 1985 (cf. graphique VII). Parmi les titulaires civils la proportion d'agents à temps partiel est passée de 3 % en 1980 à 12 % en 2001 (18 % pour les femmes). Dans la fonction publique de l'État, le temps partiel des titulaires ne peut être le fait que d'une démarche individuelle volontaire.

Les titulaires de catégorie B ou C (hors enseignants, personnels de police et des prisons) choisissent plus souvent que les catégories A de travailler à temps partiel : c'est en 2001 le cas de 19 % des agents de catégorie B ou C (et de 29 % et 28 % des femmes de ces catégories), alors que seulement 8 % des cadres A (hors enseignants, personnels de police et des prisons) souscrivent à un tel dispositif.

Tableau 7
Non-titulaires des ministères par catégorie

	Effectifs		Taux de croissance 2001/1990 (en %)	Contribution au taux de croissance global des effectifs de non-titulaires (en %)
	1990	2001		
Catégories spécifiques				
Maîtres d'internat et surveillants d'externat (Mise)	46 835	53 534	14	3
Enseignants et chercheurs temporaires	12 514	27 914	123	7
Recrutés locaux	9 980	8 897	- 11	0
Personnels de nettoyage et de service	7 269	7 442	2	0
Cas particuliers	13 044	10 402	- 20	- 1
Ensemble	89 642	108 189	21	9
Autres non-titulaires				
Éducation nationale	69 742	52 056	- 25	- 8
Hors éducation nationale	58 618	39 378	- 33	- 9
Ensemble	128 360	91 434	- 29	- 17
Ensemble non-titulaires des ministères	218 002	199 623	- 8	- 8

Champ : ministères, hors emplois aidés.
Source : fichiers de paie des agents de l'État (Insee).

Tableau 8
Part de non-titulaires : ministères et EPA

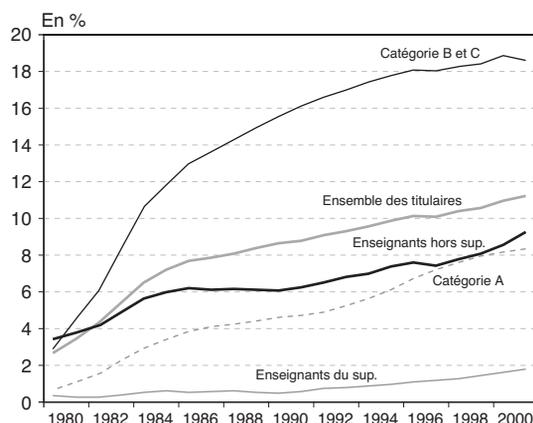
	1990			2001		
	Effectifs	Non-titulaires	Part de non-titulaires (en %)	Effectifs	Non-titulaires	Part de non-titulaires (en %)
Ministères	2 166 915	218 002	10	2 294 778	199 623	9
EPA nationaux						
EPA non dérogatoires	116 922	52 923	45	152 449	75 657	50
EPA dérogatoires	23 979	22 957	96	43 873	41 871	95
Ensemble	140 901	75 880	54	196 322	117 528	60
Ensemble État	2 307 816	293 882	13	2 491 100	317 151	13

Champ : ministères et EPA hors emplois aidés.
Source : fichiers de paie des agents de l'État (Insee).

Les enseignants du primaire et du secondaire, qui jusqu'en 1997 se démarquaient des autres agents de catégorie A par un recours plus fréquent au temps partiel, ont, depuis, un comportement presque analogue. Ils se différencient toutefois des autres titulaires de catégorie A à temps partiel par une quotité moyenne de travail plus faible (59 % contre 75 %). Les enseignants ont en revanche plus fréquemment recours à la cessation progressive d'activité (CPA). Les agents en CPA (13) travaillent à mi-temps tout en percevant une rémunération correspondant à 80 % de leur traitement brut à temps plein et à la moitié de leurs primes. Un enseignant (hors supérieur) de plus de 55 ans sur quatre avait choisi de bénéficier de ce dispositif en 1996. En 1997, la mise en place du congé de fin d'activité (CFA) (14) a toutefois freiné le développement de la CPA (cf. graphique VIII).

Ce sont les titulaires de catégorie C (hors policiers et personnels des prisons) qui ont la plus forte contribution à la dynamique du temps partiel observée entre 1980 et 2001 : 54 % des 149 % d'augmentation du temps partiel leur est dû, alors que la catégorie C représente 20 % des effectifs civils fin 2001. Les enseignants du primaire et du secondaire, malgré leur poids important dans l'État (41 % des civils, le double de la catégorie C), n'arrivent qu'en seconde position avec 46 % de la croissance globale du temps partiel. Une caractéristique du temps partiel chez les enseignants est qu'il concerne d'abord les plus âgés. Sur les 46 % de contribution à la croissance globale, 17 % sont à attribuer aux plus de 55 ans (souvent dans le cadre de la CPA) alors qu'ils ne représentent que 15 % des enseignants.

Graphique VII
Part d'agents à temps partiel



Champ : titulaires des ministères civils.
Source : fichiers de paie des agents de l'État (Insee).

Un vieillissement des effectifs plus accentué dans la FPE

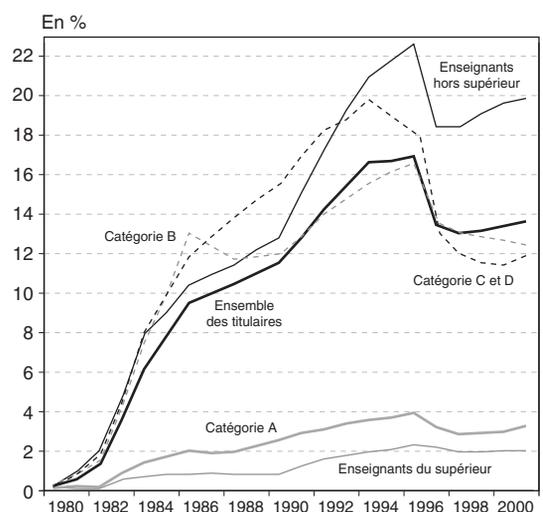
Dans le cas des enseignants, le vieillissement est perceptible au travers de cette progression du temps partiel : elle est liée au développement de la CPA, qui résulte elle-même de l'augmentation de la part des 55 ans dans l'ensemble des agents. Ce vieillissement est une tendance globale, qui concerne l'ensemble des agents de la fonction publique.

En décembre 2001, les titulaires des ministères civils ont, en moyenne, 42,7 ans, soit cinq ans de plus que leurs collègues en activité au début des années 1980. Parmi les titulaires civils, les enseignants du supérieur sont les plus âgés (45,7 ans en moyenne en 2001), les personnels de la police et des prisons sont les plus jeunes (37,9 ans). Jusqu'en 1994, la population enseignante vieillissait rapidement au rythme de cinq mois par an. Depuis, à la suite d'importants recrutements, l'âge moyen des enseignants s'est stabilisé autour de 42 ans. La part d'agents de plus de 50 ans, 31 % en 2001, a presque doublé chez les titulaires des ministères civils. À l'exception des catégories où l'âge minimum de départ en retraite a été abaissé, comme les gar-

13. La loi portant réforme des retraites a modifié le dispositif en le rendant moins attractif pour les nouveaux entrants à partir du 1^{er} janvier 2004.

14. Le CFA est une modalité particulière de préretraite pour la fonction publique qui disparaîtra progressivement à l'horizon 2005.

Graphique VIII
Part de titulaires de plus de 55 ans en cessation progressive d'activité



Champ : titulaires des ministères civils.
Source : fichiers de paie des agents de l'État (Insee).

diens de prisons, cette part a progressé dans toutes les catégories.

Selon les données de la Caisse nationale de Retraite des Agents des Collectivités locales (CNRACL), l'âge moyen des titulaires des deux autres fonctions publiques est proche de celui des agents de l'État : 43,2 ans pour la FPT et 42,2 ans pour la FPH. La part d'agents de plus de 50 ans est en revanche inférieure (28 % pour la FPT et 23 % pour la FPH). Dans le secteur privé, la population est plus jeune : 39,8 ans en moyenne (15), pour une part de salariés de plus de 50 ans de 21 % en 2001.

Deux raisons se conjuguent pour expliquer la faible part des agents de plus de 50 ans dans la FPH. D'une part, avec ses 40 % d'infirmiers parmi le personnel non médical, la FPH compte une part importante de ses effectifs en catégorie active, catégorie à qui est donnée la possibilité de partir en retraite dès 55 ans. D'autre part, la possibilité offerte à toute fonctionnaire mère de trois enfants de liquider sa retraite dès qu'elle a accompli 15 années de service, avec le droit de cumuler sa pension avec un revenu d'activité, est utilisée par beaucoup d'infirmières. Elles trouvent, en effet, des reclassements aisés dans le secteur privé. En 2001, 18 % des liquidations

de pensions dans l'hospitalière concernaient des femmes de moins de 55 ans (9 % dans la FPT et 8 % dans la FPE (16)).

La FPE a connu une décennie de recrutements massifs entre 1968 et 1978 qui ont pleinement profité aux générations du *baby-boom* (âgés de 52-55 ans en 2001). Ces classes d'âge sont d'ailleurs sensiblement davantage représentées dans la FPE que dans les deux autres fonctions publiques et dans le secteur privé. Cette sur-représentation est en grande partie concentrée dans le secteur de l'éducation, important pourvoyeur d'emploi dans les années 1970.

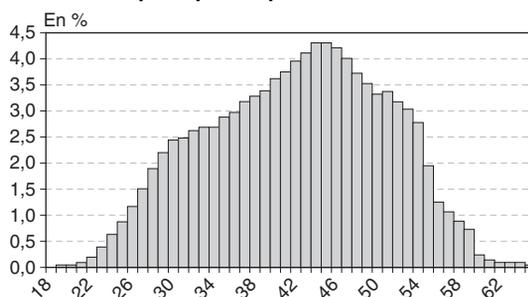
Dans la FPT et la FPH, le mouvement de forte croissance des effectifs a commencé dès 1963 et s'est poursuivi bien après que la tendance se soit interrompue dans la fonction publique de l'État.

15. Selon l'Enquête Emploi de mars 2001. Le champ est celui des salariés des entreprises privées, hors CDD, apprentis, intérim, stagiaires et emplois aidés.

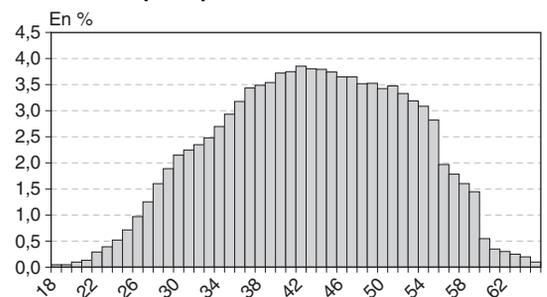
16. Source CNRACL pour la FPH et la FPT, Service des pensions pour la FPE.

Graphique IX
Pyramides des âges de la fonction publique et du secteur privé

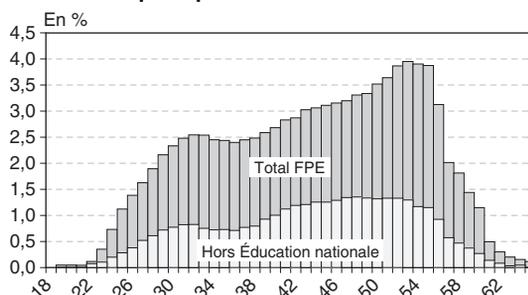
A - Fonction publique hospitalière



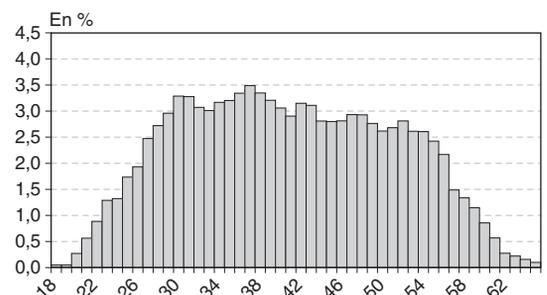
B - Fonction publique territoriale



C - Fonction publique de l'État



D - Secteur privé



Champ : FPE, titulaires civils des ministères civils, hors emploi aidés. FPT et FPH, titulaires affiliés à la CNRACL. Privé, salariés des entreprises privées, hors CDD, apprentis, intérim, stagiaires et emplois aidés.

Source : fichier de paie des agents de l'État au 31 décembre 2001, enquête sur l'emploi de mars 2001 (Insee), CNRACL.

Dans la FPT la forte croissance des effectifs s'est prolongée jusqu'en 1984, puis elle s'est tout d'abord paradoxalement ralentie avec les lois de décentralisation (17), entre 1984 et 1988, pour reprendre avec l'attribution de nouvelles missions. Cet étalement des recrutements explique la forme aplatie de la pyramide entre 42 et 55 ans (cf. graphique IX).

Dans la FPH, comme dans la FPT, des recrutements importants ont eu lieu jusque dans le milieu des années 1980 mais les sorties très précoces de la FPH expliquent une décroissance

des effectifs dès 46 ans, et par contraste, un pic à 44-45 ans en 2001. □

17. Les premières lois de décentralisation entre 1982 et 1984 stipulaient le transfert aux collectivités territoriales d'une partie du personnel des directions départementales de l'action sanitaire et sociale (DDASS) et de certains services des directions départementales de l'Équipement (DDE). Avant la décentralisation, 98 000 agents départementaux étaient mis à disposition de services du ministère de l'Équipement. Avec la décentralisation, des services sont passés sous la tutelle des départements. Les agents territoriaux des services qui sont restés de la compétence de l'État ont pu choisir, à partir de 1987, de devenir agents de l'État de sorte qu'à court terme, les premières lois de décentralisation se sont soldées par une baisse des effectifs départementaux, et une hausse des effectifs de l'État.

BIBLIOGRAPHIE

Brenot-Ouldali A. (2002), « Les non-titulaires de l'État de 1990 à 2000 », Observatoire de l'emploi public, Rapport annuel, annexe 2, La documentation Française, octobre.

Brenot-Ouldali A. (1999), « Les salariés du secteur public : les fonctionnaires... et les autres », Futuribles, n° 42, mai 1999.

Boudet G., Lemaire E. et Romain O. (2002), « L'évolution des personnels non titulaires de la fonction publique hospitalière entre 1995 et 1999 », Observatoire de l'emploi public, Rapport annuel, annexe 4, La documentation Française, octobre.

Kerouanton M.-H. et Quarré D. (2003), « L'emploi dans les collectivités locales au 31 décembre 2001 », *Insee Première*, n° 924.

Le Pors A. et Milewski F. (2003), *Promouvoir la logique paritaire*, deuxième rapport du comité de pilotage pour l'égal accès des femmes aux emplois supérieurs des fonctions publiques, La documentation Française.

Martinez R. (2003), « Les femmes dans l'encadrement supérieur de l'État en 2001 », Ministère de la Fonction publique et de la réforme de l'État et de l'aménagement du territoire, *Point Stat*, n° 1-2003.

Ministère de la Fonction publique, de la réforme de l'État et de l'aménagement du territoire (2003), *La fonction publique de l'État*, Rapport annuel 2002.

Ministère de la Fonction publique, de la réforme de l'État et de l'aménagement du territoire (2002), *Les établissements publics nationaux : un chantier pilote pour la réforme de l'État*, juillet.

Ministère de l'intérieur (2001), *Les agents des collectivités locales*, Édition 2001.

De Montricher N. et Le Lidec P. (2004), *Décentraliser et gérer : l'action publique territoriale et les logiques de l'emploi public*, La documentation Française, à paraître.

Observatoire de l'emploi public (2004), Rapport annuel juin 2003, Ministère de la Fonction publique et de la réforme de l'État, La documentation Française.

Pauron A. et Quarré D. (2003), « Les agents de l'État au 31 décembre 2001 », *Insee Première*, n° 922.

Raynaud P. (2002), « Les non-titulaires dans la Fonction publique territoriale à partir des données issues de l'enquête de l'Insee », Observatoire de l'emploi public, annexe 3, Rapport annuel, annexe 3, La documentation Française, octobre.

Statut général des fonctionnaires de l'État (2003), *Journaux officiels* (mise à jour au 10 octobre 2002).

La mobilité des agents titulaires de l'État

Aline Pauron*

La mobilité des agents titulaires de l'État est étudiée selon trois angles : mobilité géographique (définie par un changement de zone d'étude et d'aménagement du territoire (Zeal) ou de département de fonction à l'intérieur d'une même Zeal), mobilité catégorielle (changement de catégorie socioprofessionnelle) et mobilité structurelle (changement de ministère ou de service à l'intérieur du même ministère). Ces définitions sont assez restrictives : la mobilité géographique n'intègre pas les changements d'établissement au sein d'un même département, le changement de corps ou de grade au sein d'une même catégorie socioprofessionnelle n'est pas retenu (mobilité catégorielle), pas plus que le changement de direction au sein d'un même département ministériel (mobilité structurelle). Chaque type de mobilité est mesuré chaque année en taux annuel entre 1989 et 2001.

La mobilité géographique est la plus importante : elle concerne en moyenne chaque année 4,2 % des agents. L'Île-de-France est le pôle de ces échanges, par ailleurs orientés vers les régions de l'Ouest et du Sud. Si l'on ne tient pas compte des reclassements catégoriels (agents de catégorie D en catégorie C et instituteurs en professeurs), le taux de mobilité catégorielle annuel se situe autour de 3,5 %. Ce type de mobilité concerne dans près de neuf cas sur dix des mouvements liés à la promotion des agents. La mobilité structurelle, enfin, se situe en dernière position : son taux assez fluctuant est tombé de 2 % en 1989 à 0,8 % en 1996, pour remonter à 1,1 % en 2000. Dans neuf cas sur dix, il s'agit de mouvements internes aux ministères.

La mobilité géographique concerne plus particulièrement les jeunes et les cadres A. La mobilité catégorielle touche de préférence des femmes en cours ou en fin de carrière et les professions intermédiaires de l'enseignement (reclassement des instituteurs en professeurs des écoles). Enfin, la mobilité structurelle, comme la mobilité géographique, est plutôt le fait des jeunes et de certaines catégories (cadres administratifs et professions intermédiaires administratives, de police et de prisons). Ces trois types de mobilité sont liées : certains mouvements peuvent relever simultanément de deux types de mobilité. C'est particulièrement le cas des mobilités structurelles : 43 % des mouvements en relevant s'avèrent aussi des mobilités géographiques.

* Aline Pauron appartient à la division Exploitation des fichiers administratifs sur l'emploi et les revenus de l'Insee. Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

La mobilité, sous ses diverses formes (mobilité résidentielle, mobilité professionnelle (1)), représente l'un des facteurs sur lesquels il est possible de jouer pour assurer l'équilibre du marché du travail. Cela vaut en premier lieu pour l'emploi privé. Cependant, les effectifs de la fonction publique doivent également s'ajuster afin de répondre au mieux aux besoins : la demande de services publics ou de services de la part de l'État varie, notamment en fonction de la localisation, et de l'activité. Cet ajustement est un facteur de mobilité : des postes seront créés ou fermés dans certaines régions, les effectifs de certains ministères, de certains services ou de certaines catégories augmenteront ou diminueront. Ces évolutions affectent l'offre d'emplois de la fonction publique (et notamment sa répartition par région, par ministère, par service à l'intérieur d'un ministère, et enfin, suivant la qualification et la catégorie). De leur confrontation avec les motivations individuelles liées à la poursuite d'une carrière, ou à des facteurs familiaux, résultent des déséquilibres que la mobilité des agents contribue à compenser : ainsi les agents de l'État, au même titre que les actifs du secteur privé, se trouvent-ils exposés à la mobilité professionnelle. Une idée communément répandue veut que cette mobilité soit moins sensible chez eux que chez les salariés du secteur privé. Cette idée ne correspond pas forcément à la réalité, ainsi qu'on le verra. Pour le savoir, un préalable est de définir avec précision ce qu'on entend par mobilité.

Trois types de mobilité

Un premier type de mobilité fréquemment étudié dans le cas de la fonction publique a trait à l'origine géographique des salariés (c'est-à-dire leur lieu de naissance). Pour des raisons historiques, certains emplois de la fonction publique sont préférentiellement occupés par des personnes ayant une origine géographique relativement circonscrite. Cet article laisse de côté ce type de mobilité. Il s'intéresse en effet à la mobilité des agents de l'État uniquement au cours de leur carrière.

Cette analyse s'appuie sur une exploitation statistique des fichiers de paye de l'État (cf. encadré 1). Elle se limite aux types de mobilité susceptibles d'être mesurés à partir de ces fichiers. En sont, de ce fait, exclues les mobilités entre l'État et les autres secteurs d'activité (les deux autres fonctions publiques (2) ou le secteur privé). De même, en

raison de la nature de la source, l'impact sur la mobilité de certaines dispositions statutaires (cf. encadré 2), telles que les mises à disposition, ne pourra être étudié. Ainsi, s'intéresse-t-on successivement aux trois formes de mobilité suivantes : premièrement, la mobilité géographique. C'est celle qui est appréhendée le plus facilement. L'analyse porte sur les changements de département de fonction, et plus globalement de zone de fonction. Deuxièmement, le changement de catégorie socioprofessionnelle, dénommé mobilité catégorielle. La catégorie socioprofessionnelle permet d'analyser les parcours professionnels de manière plus approfondie que la catégorie statutaire (catégorie A, B ou C). Le changement de catégorie socioprofessionnelle recouvre dans certains cas le changement de catégorie statutaire : par exemple, le reclassement des instituteurs en professeurs des écoles correspond à la fois à un changement de catégorie statutaire (passage de catégorie B à catégorie A), et à un changement de catégorie socioprofessionnelle (passage de cadre moyen à cadre supérieur). La troisième forme de mobilité ici étudiée est qualifiée de mobilité structurelle. Il s'agit de la mobilité entre ministères et, au sein des ministères, entre les différents services : on a distingué dans chaque ministère les services centraux des services déconcentrés, dans la mesure où le passage des uns aux autres représente une rupture professionnelle forte.

Quels sont, enfin, les facteurs individuels de ces différents types de mobilité ? L'âge, le sexe et la catégorie socioprofessionnelle sont des caractéristiques individuelles susceptibles de jouer. Elles peuvent expliquer une corrélation entre les trois formes de mobilités décrites.

L'analyse porte sur la période 1989-2001, à l'exception des années 1993 à 1995, pour lesquelles il n'existe pas de données complètes (cf. encadré 1). Elle concerne les agents titulaires civils des ministères civils présents dans le fichier de paye deux années consécutives (3). À titre indicatif, le nombre d'agents présents

1. Ces deux types de mobilité sont, on le rappelle, corrélés ; l'étude de ce lien, fort complexe, dépasse largement le cadre de cet article et n'est pas traitée.

2. L'emploi public est réparti en trois grands secteurs (les « trois fonctions publiques ») : fonction publique de l'État, fonction publique territoriale et fonction publique hospitalière. Se reporter dans ce même numéro à l'article de Philippe Raynaud, « L'emploi public est tiré par la fonction publique territoriale ».

3. Les militaires, les stagiaires, les personnes en congé de longue durée ou encore, pour le ministère de l'Éducation nationale, les personnes en formation initiale, sont exclus de l'analyse.

simultanément en 2000 et 2001 est de 1,625 million (4).

L'absence de suivi longitudinal sur longue période des agents de l'État nécessite de travailler en évolution annuelle, c'est-à-dire en observant les taux de mobilité de l'année n par rapport à l'année $n - 1$: si cela interdit d'analyser les trajectoires professionnelles individuelles, cela permet cependant d'étudier, pour la population définie ci-dessus, l'évolution dans le temps des différentes formes de mobilités examinées.

Une mobilité réelle

Les taux moyens de mobilité calculés sur les périodes 1989 à 1992 et 1996 à 2001 sont assez faibles (moins de 5 %) (cf. tableau 1). Il faut cependant se garder d'en conclure une relative stabilité professionnelle des titulaires de l'État en fonction dans les ministères civils. En effet, les définitions ici adoptées sont assez restrictives. Elles ne retiennent que les plus fortes modalités de chacun des types de mobilité. La mobilité géographique, par exemple, n'intègre

pas les changements d'établissement au sein d'un même département. De même, le changement de corps ou de grade au sein d'une même catégorie socioprofessionnelle n'est pas pris en considération dans la mobilité catégorielle. En matière de mobilité structurelle, le changement de direction au sein d'un ministère n'est pas pris en compte (cf. encadré 3) : seul un changement de ministère ou un mouvement entre services centraux et services déconcentrés est retenu par la définition.

Pour comparer la mobilité entre la fonction publique et le secteur privé, il est nécessaire d'utiliser une définition de la mobilité telle que les mouvements soient aussi comparables que possible dans chacun des deux secteurs. En ce qui concerne la mobilité géographique, c'est le changement d'établissement qui assure une telle compatibilité.

4. Pendant toute l'année 2000, on compte 1 797 000 agents présents. Parmi eux, on dénombre 1 735 500 titulaires civils des ministères civils (hors congés longues durées et services de formation de l'Éducation nationale). Parmi ces derniers, 1 625 000 agents sont également présents l'année suivante, en 2001.

Encadré 1

SOURCES ET CHAMP

Dans cette étude, les agents de la fonction publique d'État – appelés pour simplifier « agents de l'État » – sont pris en compte si leur statut personnel est fonctionnaire titulaire civil. Les militaires, les stagiaires, les agents en congé longue durée, les personnels de l'Éducation nationale en formation initiale et les non-titulaires embauchés pour une durée déterminée ou non ne sont pas retenus. De même, les personnes embauchées dans le cadre d'un contrat emploi-solidarité ou d'un contrat emploi jeune de l'Éducation nationale, de la Police nationale et de la Justice, ne sont pas comptabilisées.

L'Insee recense les agents de l'État à partir des fichiers de paie des principales administrations. Ce dispositif est complété par une enquête auprès de l'ensemble des services et des établissements. Cette enquête, effectuée les années paires, vise à recueillir des informations sur certaines catégories de personnels non incluses dans les fichiers de paie, comme certains vacataires, certains intermittents et la majorité des salariés des établissements publics.

Les résultats ont été établis à partir des fichiers de paie annuels des agents de la fonction publique de l'État. Des tables d'individus ont été constituées, en appariant un fichier exhaustif de l'année $n - 1$ avec un fichier exhaustif de l'année n . Ces tables portent sur les années 1989 à 2001, jointes deux à deux.

Les années 1989 à 1992 et 1996 à 2001 ont ainsi été appariées deux à deux, de manière exhaustive, mais les années 1993 à 1995 n'ont pu l'être, parce qu'elles n'existent plus sous leur forme exhaustive, mais sous forme d'un échantillon au 1/12^e des salariés des ministères civils et de l'enseignement privé non représentatif de la population étudiée ici.

Seuls les agents titulaires de l'État présents deux années consécutives dans les ministères civils ont été conservés. Les agents du ministère de la Défense et des Anciens Combattants ont ainsi été écartés du champ.

Dans cette source, tout agent est caractérisé par un « employeur ». À l'employeur correspond un ministère « budgétaire ». Seules les mobilités ayant entraîné un changement d'employeur peuvent être retrouvées à partir de ce fichier. L'employeur est le service ou l'établissement qui paie l'agent. On ne tient pas compte des remboursements éventuels entre les services : un fonctionnaire « prêté » par un ministère A à un ministère B mais qui reste payé par le ministère A, lequel se fait rembourser par B, est comptabilisé parmi les effectifs de A. *A fortiori*, dans les cas de mises à disposition gratuites de A vers B, l'agent est comptabilisé en A.

Lorsque la mobilité est définie à partir de l'établissement, les agents de l'État et des collectivités locales apparaissent aussi mobiles que ceux des grandes entreprises. Selon l'*Enquête Emploi*, le taux de mobilité des agents de l'État et des collectivités locales (9,7 %) est du même ordre que celui des salariés des entreprises de plus de 500 salariés (9,6 %). Ce taux se décompose en 6,3 % (mobilité interne) et 3,4 % (mobilité externe, dont 2,1 % vers le chômage) (Amossé, 2003) (5). Comme le souligne Thomas Amossé : « l'absence de mobilité [pour la fonc-

tion publique] tient plus du mythe que de la réalité : chaque année, un salarié de l'État et des collectivités locales sur dix quitte l'établissement dans lequel il était employé un an auparavant ; dans les deux tiers des cas, cette mobilité s'effectue vers un autre établissement de la fonction publique ».

5. Mobilité interne : mobilité à destination d'un autre établissement de la fonction publique ; mobilité externe : à destination d'un établissement du secteur privé, ou bien passage à une situation de chômage.

Encadré 2

LA MOBILITÉ ET LE STATUT GÉNÉRAL DES FONCTIONNAIRES

L'article 14 de la loi n° 83-634 du 13 juillet 1983 modifiée portant droits et obligations des fonctionnaires dispose que « l'accès des fonctionnaires de l'État, des fonctionnaires territoriaux et des fonctionnaires hospitaliers aux deux autres fonctions publiques, ainsi que leur mobilité au sein de chacune de ces trois fonctions publiques constituent des garanties fondamentales de leur carrière ». « À cet effet, l'accès des fonctionnaires de l'État, des fonctionnaires territoriaux et des fonctionnaires hospitaliers aux deux autres fonctions publiques s'effectue par voie de détachement suivi ou non d'intégration. Les statuts particuliers peuvent également prévoir cet accès par voie de concours interne et, le cas échéant, de tour extérieur ». Les fonctionnaires qui effectuent une mobilité élargissent leurs perspectives professionnelles et enrichissent leur domaine de compétences.

Trois modalités sont expressément prévues par le titre I du statut général des fonctionnaires pour permettre l'exercice d'une mobilité. Ce sont le *détachement*, l'accès à un corps par *concours interne* ou par la *promotion interne*.

En premier lieu, le détachement réside dans un changement de fonctions auprès d'une autre administration ou d'une autre fonction publique que celle dont relève le fonctionnaire qui en fait l'objet. Il permet, le cas échéant, une mobilité géographique. Le régime du détachement est fixé aux articles 45 et suivants de la loi n° 84-16 du 11 janvier 1984 modifiée portant dispositions statutaires relatives à la fonction publique de l'État et par le décret n° 85-986 du 16 septembre 1985 modifié relatif au régime particulier de certaines positions des fonctionnaires de l'État et à certaines modalités de cessation de fonctions.

Le détachement est la position statutaire qui permet au fonctionnaire d'exercer un emploi dans un autre corps de fonctionnaires ou cadre d'emplois d'un niveau hiérarchique comparable (mobilité horizontale). Dans son corps d'accueil, le fonctionnaire peut prétendre à faire carrière. Ce détachement donne lieu, le cas échéant, à une intégration dans le corps d'accueil.

En deuxième lieu, les concours internes constituent une modalité d'accès à un corps d'un niveau supé-

rieur. Ils impliquent donc un changement de corps (mobilité verticale) et, le plus souvent, un changement d'administration ou d'employeur (mobilité horizontale).

En dernier lieu, le statut général évoque « le tour extérieur » qui implique un changement de corps par promotion interne. Celle-ci est régie par l'article 26 de la loi du 11 janvier 1984 précitée. Elle s'opère par examen professionnel ou au choix. Dans les deux cas, elle permet au fonctionnaire d'accéder à un corps supérieur et sanctionne, ce faisant, une mobilité verticale.

Les concours internes et la promotion interne donnent tout son sens au principe de la carrière qui constitue l'un des fondements du droit de la fonction publique.

Il y a lieu, toutefois, de relever qu'il existe d'autres formes de mobilité prévues dans le Statut général des fonctionnaires : la *mobilité géographique*, le *changement de résidence administrative*, et la *mise à disposition*.

La mobilité géographique est principalement réalisée par voie de mutation des fonctionnaires, laquelle réside dans un changement d'affectation de l'agent hors de sa résidence administrative. Les mouvements des personnels sont régis par les dispositions des articles 60 et suivants de la loi du 11 janvier 1984 précitée.

Le changement de résidence administrative nécessite la consultation de la commission administrative paritaire. Elle s'opère soit sur demande de l'agent, soit par l'administration dans l'intérêt du service. Elle permet d'adapter la répartition des effectifs aux besoins de chaque service. Ce faisant, le fonctionnaire continue à demeurer dans son corps d'origine et reste en position d'activité.

La mobilité peut également résulter pour l'agent d'une mise à disposition. Dans ce cas, le fonctionnaire exerce ses fonctions auprès d'une autre administration que la sienne. Toutefois, il demeure dans son corps d'origine et continue à être rémunéré par son administration d'origine.

Tableau 1
Mobilité annuelle moyenne selon le ministère d'appartenance

Ministères civils	Effectif moyen	Taux de mobilité moyen (en %)		
		Mobilité géographique	Mobilité catégorielle	Mobilité structurelle
Éducation nationale et Recherche	978 932	3,4	4,7	1,4
Jeunesse et Sports	6 466	4,9	4,6	4,4
Économie, finances et industrie	189 585	5,4	2,8	0,6
Intérieur et Dom-Tom	149 863	5,4	3,8	0,8
Équipement et Logement	95 075	4,0	5,4	0,7
Justice	55 141	8,3	5,3	0,8
Agriculture	26 831	5,3	4,6	2,4
Santé et travail	22 024	4,2	3,0	2,2
Culture	10 990	4,2	3,1	6,0
Affaires étrangères	10 621	15,2	4,6	16,9
Services du Premier Ministre	1 277	1,8	4,2	5,2
Ensemble	1 546 804	4,2	4,4	1,4

Lecture : moyenne annuelle des taux de mobilité sur les périodes (1989-1992) et (1996-2001). Parmi les agents titulaires du ministère de la Jeunesse et des Sports, présents au moins deux années consécutives entre 1989 et 1992 ou entre 1996 et 2001, 4,4 % ont changé, en moyenne, chaque année, soit de ministère, soit de service ; 4,6 % ont changé de catégorie socioprofessionnelle ; 4,9 % ont changé de département ou de zone de fonction.

Source : fichiers de paye des agents de l'État.

Encadré 3

TAUX DE MOBILITÉ ET NOMENCLATURES ASSOCIÉES

Dans cette étude, les mobilités étudiées sont de trois sortes : géographique, catégorielle et structurelle.

Le taux de mobilité géographique est le rapport entre les agents titulaires civils de l'État ayant changé de département de fonction entre l'année n et l'année $n + 1$ sur le total des agents titulaires civils de l'État présents les deux années consécutives.

Les Zones d'études et d'aménagement du territoire (Zeats)

Ce taux global peut être décomposé en deux : les mobilités correspondant à des changements de Zone d'études et d'aménagement du territoire (Zeats) de fonction, et les mobilités correspondant à des changements de département de fonction à l'intérieur d'une même Zeats.

Ces zones sont des regroupements de plusieurs régions. Elles permettent le découpage de la France métropolitaine en huit entités situées géographiquement aux quatre points cardinaux (Nord, Est, Ouest, Sud). Elles sont composées de la manière suivante :

- la zone « Île-de-France » coïncide avec la région Île-de-France,
- la zone « Bassin parisien » regroupe les régions contiguës à l'Île-de-France (la Picardie, la Champagne-Ardenne, la Basse et la Haute-Normandie, le Centre, la Bourgogne),
- la zone « Nord » rassemble les départements du Nord et du Pas-de-Calais,
- la zone « Est » concerne la Lorraine, l'Alsace et la Franche-Comté,

- la zone « Ouest » regroupe les régions des Pays-de-la-Loire, de Bretagne, et de Poitou-Charentes,
- la zone « Sud-Ouest » regroupe l'Aquitaine, au Midi-Pyrénées et au Limousin,
- la zone « Centre-Est » regroupe Rhône-Alpes et Auvergne,
- la zone « Méditerranée » regroupe les régions du Languedoc-Roussillon, de Provence-Alpes-Côte-d'Azur et de Corse.

Les Dom, les Tom et l'étranger sont regroupés dans une neuvième entité dénommée : « Autres régions ».

Le taux de mobilité catégoriel est le rapport entre les agents titulaires civils de l'État ayant changé de catégorie socioprofessionnelle entre l'année n et l'année $n + 1$ sur le total des agents titulaires civils de l'État présents les deux années consécutives.

La nomenclature retenue pour l'analyse de la mobilité catégorielle est la catégorie socioprofessionnelle, plus agrégée que celle des corps et grades, mais qui est stable entre 1989 et 2001. Elle est définie en 35 postes correspondant aux catégories A, B et C de la fonction publique de l'État. Les résultats de la mobilité selon la CSP d'origine sont présentés dans le tableau 4.

La catégorie A recouvre 15 catégories socio-professionnelles : Personnels de direction civils, Magistrats, Administrateurs, Attachés ou inspecteurs, autres cadres administratifs, Ingénieurs en chef et ingénieurs, Ingénieur des travaux, Professeurs et chercheurs de rang magistral, Maîtres de conférences et assistants, chargés et attachés de recherche, Personnels de direction, d'inspection et d'orientation du



Tableau 2
Mobilité selon la taille de l'entreprise

En %

	Taux de mobilité annuelle			
	Interne	Externe emploi-emploi	Externe emploi-chômage	Ensemble
État et collectivités locales	6,3	1,3	2,1	9,7
Secteur privé :				
Entreprises de plus de 500 salariés	2,0	4,5	3,1	9,6
Entreprises de 50 à 499 salariés	1,2	5,6	3,9	10,7
Entreprises de 1 à 49 salariés	1,0	8,0	6,2	15,2
Ensemble	2,8	5,9	4,3	13,0

Lecture : chaque année, 6,3 % des salariés de l'État et des collectivités locales changent d'établissement sans changer d'employeur, c'est-à-dire en restant dans la fonction publique (moyenne établie sur la période allant de 1991 à 2002). Ce tableau est issu de Amossé (2003).

Champ : salariés un an avant la date d'enquête, actifs au sens du BIT à la date d'enquête.

Source : Enquêtes Emploi 1991 à 2002, Insee.

Encadré 3 (suite)

second degré (proviseurs et principaux), Professeurs agrégés, Professeurs certifiés et assimilés, autres enseignants de catégorie A, Professions médicales (pharmaciens, vétérinaires et psychologues), et Professions culturelles.

La catégorie B recouvre 13 catégories socio-professionnelles : Professeurs de collège, Instituteurs et assimilés (directeurs d'écoles), Professions intellectuelles diverses, Professions intermédiaires de la santé, Professions intermédiaires du travail, Professions intermédiaires (PI) administratives de contrôleur principal ou de secrétaire de classe exceptionnelle, Professions intermédiaires administratives de contrôleur ou de secrétaire de classe normale, Professions intermédiaires de la police et des prisons, Professions intermédiaires de technicien chef, Professions intermédiaires de technicien, Agents techniques, Maîtrise ouvrière et autres B (Clergé et autres PI administratives).

La catégorie C recouvre 7 catégories socio-professionnelles : Employés, Personnels de service, Brigadiers ou brigadiers-chefs, Gardiens ou sous-brigadiers, Ouvriers qualifiés, Ouvriers non qualifiés et autres C.

Le taux de mobilité structurel est la somme des mobilités intra et inter-ministérielle. La mobilité intraministérielle est le rapport entre les agents titulaires civils de l'État ayant changé de services de rattachement à l'intérieur d'un même ministère « regroupé » entre l'année n et l'année $n + 1$ sur le total des agents titulaires civils de l'État présents les deux années consécutives. La mobilité inter-ministérielle est le rapport entre les agents titulaires civils de l'État ayant changé de ministère « regroupé » entre l'année n et l'année $n + 1$ sur le total des agents titulaires civils de l'État présents les deux années consécutives.

Afin d'éviter d'intégrer les restructurations des ministères et services, qui font artificiellement passer d'un ministère à l'autre ou d'un service ministériel à un autre les agents concernés, le choix a été fait de retenir une nomenclature relativement agrégée, présentée dans le tableau C en annexe.

La nomenclature retenue pour la mobilité structurelle se définit en 11 ministères « regroupés » ou budgets de l'État agrégés et 37 services correspondants.

Les ministères « regroupés » sont :

- les Affaires étrangères et la Coopération,
- la Culture,
- l'Agriculture,
- l'Éducation nationale et la Recherche,
- la Jeunesse et Sport,
- l'Économie, les finances et l'industrie,
- l'Intérieur et les Dom-Tom,
- la Justice,
- les services du Premier Ministre et du Plan,
- l'Équipement, le logement, les transports et la mer,
- la Santé et le travail.

Pour chaque ministère, les services sont découpés en services de l'administration centrale et en services déconcentrés.

Le ministère de l'Équipement inclut ainsi le ministère de l'Écologie ; le ministère de l'Intérieur inclut le budget des Dom-Tom ; et le ministère de l'Économie et des finances inclut le Budget et l'Industrie sur toute la période étudiée. Le ministère des Anciens Combattants, rattaché en 2000 au ministère de la Défense, a été exclu de l'étude (cf. encadré 1).

Les services de l'Éducation nationale ont ainsi été répartis en cinq entités : les administrations centrales (Éducation et Recherche), les services des rectorats et des académies, l'enseignement du premier degré, l'enseignement du second degré (collèges, lycées, lycées professionnels et autres établissements), l'enseignement supérieur (universités, IUT, IUFM, et autres établissements du supérieur). Les services de la formation initiale et professionnelle ont été exclus, parce qu'ils introduisaient un biais dans l'analyse. En effet, les trois quarts des personnels en formation l'année n intègrent un service de l'enseignement du premier ou du second degré l'année suivante.

Ce diagnostic est confirmé par les sources statistiques spécifiques à la fonction publique (6) : « sur 100 agents présents dans les fonctions publiques en 1999, 86 travaillaient toujours dans le même établissement en 2000, 7 en ont changé tout en restant dans la fonction publique (mobilité interne) et 7 sont partis à l'extérieur. Parmi ces derniers, 2 sont à la retraite, 2 au chômage (il s'agit de non-titulaires), un seul est parti dans le secteur privé (mobilité externe) et enfin deux ont repris leurs études ou ont arrêté de travailler » (Dupays, 2003).

Comme le montrent les deux études citées ci-dessus, la mobilité au sein des fonctions publiques, mesurée par les changements d'établissement, n'est pas négligeable. Les comparaisons entre fonction publique et secteur privé sont délicates, car la notion d'établissement n'y est pas exactement la même. Dans le cas de l'État, l'analyse par établissement comporte en effet des biais qu'il est difficile de supprimer : l'établissement fait référence au service de gestion de la paye qui peut selon les ministères regrouper des entités très différentes (plusieurs établissements scolaires au ministère de l'Éducation nationale, plusieurs directions d'administration centrale au ministère des Finances, par exemple) et non des lieux d'exercice de l'activité professionnelle.

Le choix des agrégations retenues pour définir la mobilité s'avère déterminant. Retenir une définition assez restrictive assure que la population concernée par cette mobilité présentera des traits plus distinctifs que si l'on avait retenu une définition plus large (c'est-à-dire fondée sur un échelon géographique plus petit).

La mobilité géographique évolue peu

La mobilité géographique correspond, dans cette étude, à un changement de département, ou de façon plus large, de zone d'étude et d'aménagement du territoire (Zeat). Elle peut être volontaire (si elle répond aux souhaits de l'agent), ou, au contraire, représenter une contrainte (par exemple si elle est la conséquence du transfert d'un service d'un ministère). La nécessité pour l'État d'assurer une répartition équilibrée des services publics sur l'ensemble du territoire l'oblige à pourvoir des postes sans prendre en considération l'attractivité plus ou moins grande des zones géographiques. En contrepartie, dans un grand nombre de cas, il est possible aux agents de postuler, au terme d'une affectation dans une zone géographique peu attractive, pour un retour vers la

région d'origine par exemple, ou pour un rapprochement de celle-ci (Massal, 2001).

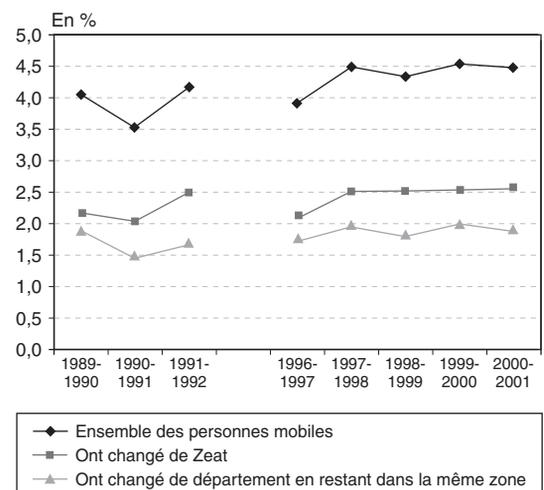
Au cours de la période 1989-2001, entre deux années consécutives, les mouvements entre départements des titulaires civils de l'État sont stables et représentent, en moyenne chaque année, environ 4,2 % des agents présents (4,5 % entre 2000 et 2001) (cf. graphique I). Les changements de Zeat, de l'ordre de 2,4 % par an, l'emportent sur les changements de département de fonction à l'intérieur de la même zone géographique. Cela peut s'expliquer par l'importance de l'échelon régional dans les services déconcentrés : entre 2000 et 2001, sur 72 516 personnes ayant réalisé une mobilité géographique, près de 58 % ont changé de Zeat ; 42 % ont changé de département à l'intérieur de la même zone géographique (cf. tableau 3).

L'Île-de-France est un pôle d'attraction pour les agents du reste du territoire

La mobilité géographique varie selon la zone de fonction (cf. encadré 3). Aux agents de l'Île-de-France revient la palme de la mobilité : 7,3 % d'entre eux ont changé de département entre 2000 et 2001, alors que ce taux n'est que de

6. Sur les sources statistiques spécifiques à la fonction publique, voir dans ce même numéro Philippe Raynaud, « L'emploi public est tiré par la fonction publique territoriale ».

Graphique I
Mobilité géographique



Lecture : on a fait figurer le taux de mobilité annuel, sauf pour les années 1993 à 1995 qui n'ont pu être utilisées (cf. encadré 1).
Champ : agents titulaires des ministères civils présents au cours de deux années consécutives.
Source : fichiers de paye des agents de l'État.

4,6 % dans le Bassin parisien et de 3,5 % en moyenne dans les autres zones de fonction.

Un migrant originaire d'Île-de-France sur dix est attiré par la Méditerranée et un peu moins par le Sud-Ouest. À l'inverse, cependant, 40,9 % d'entre eux restent en Île-de-France, se bornant à y changer de département.

Les migrants en poste dans des zones de l'Ouest, du Sud-Ouest et de la Méditerranée ont moins tendance que les autres à quitter leur zone d'affectation : pour plus d'un sur deux, la mobilité se réduit à passer dans un autre département de la même Zeat. À l'opposé, les agents du Bassin parisien, du Nord et de l'Île-de-France répugnent moins que les autres à s'expatrier dans une autre Zeat. L'Est et surtout le Nord s'avèrent des Zeat particulièrement peu attractives. À l'autre extrême, les Zeat littorales exercent une indéniable attraction, qui se renforce encore, pour celles situées au Sud, de l'attrait d'un climat plus doux. L'attractivité du Bassin parisien sera reliée à l'étendue considérable de cette Zeat – qui augmente les opportunités de mouvements entre Zeat contiguës – et à la proximité de la région-capitale. Ces échanges permettent de dessiner une carte des migrations orientée vers l'Île-de-France, et les régions de l'Ouest et du Sud, le Bassin parisien faisant office de relais.

Monique Meron a mené une étude similaire en prenant comme référence les années 1978 et

1984 : pendant ces six années, plus de 17 % des agents titulaires et non titulaires des services civils de l'État en métropole avaient changé de département d'affectation. À titre de comparaison, dans cette étude, le taux moyen annuel de mobilité géographique est de 4,2 %. Les résultats ne sont toutefois pas rigoureusement comparables, car les deux études comptabilisent de manière différente les retours de certains agents vers leur département de départ.

La plus grande mobilité des franciliens est un constat commun aux deux articles. L'attrait des régions de la Côte-d'Azur et du littoral atlantique joue toujours, et dans la même proportion. Entre 2000 et 2001, comme 20 ans auparavant, un tiers des agents a choisi en termes géographiques une mobilité vers le soleil (Ouest, Sud-Ouest ou Méditerranée).

En 20 ans, les caractéristiques des migrants n'ont guère changé : en 2000 comme en 1980, la mobilité concerne davantage les jeunes, les hommes et les cadres A, et, parmi ces derniers, les cadres, les ingénieurs ou les magistrats (cf. *infra*).

La CSP est la seule nomenclature permettant d'étudier la mobilité catégorielle sur le long terme

Le changement de corps recouvre une grande diversité de situations : certaines d'entre elles

Tableau 3
Changement de zone géographique (Zeat) entre 2000 et 2001

En %

Zeat d'origine	Agents de l'État présents en 2000 et 2001			Zeat de destination									
	Présents en 2000 (effectif)	Taux de mob. en 2001	Mobiles en 2001 (effectif)	Île-de-France	Bassin parisien	Centre-Est	Est	Ouest	Sud-Ouest	Méditerranée	Nord	Autres régions (1)	Total
Île-de-France	353 223	7,3	25 716	40,9	10,9	6,9	3,3	8,9	9,2	10,3	3,6	5,9	100
Bassin parisien	267 657	4,6	12 318	15,0	34,6	8,3	5,0	12,9	8,6	8,7	3,6	3,4	100
Centre-Est	175 345	3,9	6 787	16,8	8,1	45,1	3,9	3,0	5,5	12,8	1,3	3,3	100
Est	143 305	3,6	5 158	9,3	10,2	8,1	47,3	4,4	5,0	9,0	1,5	5,2	100
Ouest	170 412	3,3	5 546	11,7	9,2	3,3	1,9	51,0	9,4	5,3	1,3	6,9	100
Sud-Ouest	164 712	3,4	5 529	12,7	6,4	4,3	2,0	5,8	53,8	9,5	0,7	4,9	100
Méditerranée	183 416	3,1	5 749	11,3	4,6	9,0	2,1	3,0	9,3	50,1	1,1	8,6	100
Nord	102 015	3,5	3 549	11,4	12,6	6,8	3,1	6,7	7,2	10,4	37,7	4,1	100
Autres régions (1)	64 995	3,3	2 164	32,8	6,4	5,7	3,9	12,7	10,4	17,8	1,6	8,8	100
Ensemble	1 625 080	4,5	72 516	23,6	13,6	10,5	6,5	11,2	11,9	13,2	4,3	5,4	100

1. Autres régions : Dom-Tom et étranger.

Lecture : parmi les 353 223 agents présents en Île-de-France en 2000, 25 716 ont été concernés par la mobilité géographique. Parmi ces derniers, 40,9 % sont restés dans la même région mais ont changé de département, 10,9 % sont partis vers le Bassin parisien (hors Île-de-France), 6,9 % vers le Centre-Est.

Source : fichiers de paye des agents de l'État.

ne correspondent pas à un réel changement d'activité professionnelle. C'est ainsi parfois le cas d'un changement de corps dû à une promotion ou à la réussite à un concours interne : l'accès au corps supérieur, en effet, ne s'accompagne pas toujours d'un changement sensible de fonction. Le changement de corps peut également intervenir à la suite d'un détachement (cf. encadré 2) : le champ des éventualités pour l'activité professionnelle reste alors très ouvert, entre le *statu quo* et un poste radicalement différent.

Il peut aussi résulter d'un reclassement en application de mesures gouvernementales visant à revaloriser certaines catégories d'agents. Tel est, par exemple, le cas des instituteurs reclassés dans le corps des professeurs des écoles. Dans ce cas, la mobilité par changement de corps ne peut être considérée comme un changement d'activité professionnelle.

Avec les fichiers de paye, source administrative utilisée ici, l'analyse de la mobilité par changement de corps s'avère difficile ; les nomenclatures en vigueur datent de 1978 et leur actualisation annuelle pour suivre la démographie des corps (créations, réformes, extinction, etc.) ne permet pas de distinguer ce qui relève d'un réel changement de corps d'un simple changement de dénomination de certains corps comme celui, par exemple, résultant de leur fusion.

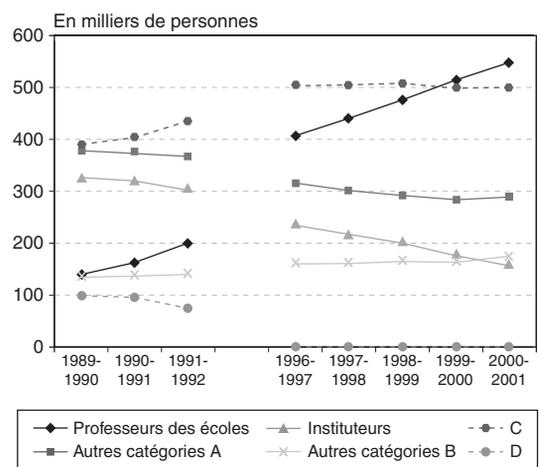
La nomenclature la plus adaptée à l'analyse de la mobilité catégorielle est la catégorie socio-professionnelle (CSP). Plus agrégée que celle des corps et grades, elle compense largement ce manque de précision dans le détail par sa stabilité entre 1989 et 2001. Par exemple, la CSP des professeurs et chercheurs regroupe les corps de professeurs d'université et les directeurs de recherche de 1^{ère} classe et de classe exceptionnelle, les professeurs d'université et les directeurs de recherche de 2^e classe, les professeurs de niveau équivalent, les directeurs des grands établissements d'enseignement supérieur et les professeurs de l'enseignement maritime.

Ce choix a bien sûr une incidence sur les ordres de grandeur affichés pour la mobilité catégorielle. Plus le choix se porte sur une nomenclature détaillée, plus la mobilité paraît élevée. Le niveau du taux de mobilité a donc en lui-même une signification assez limitée. Son évolution dans le temps est plus riche d'enseignement.

L'impact des reclassements

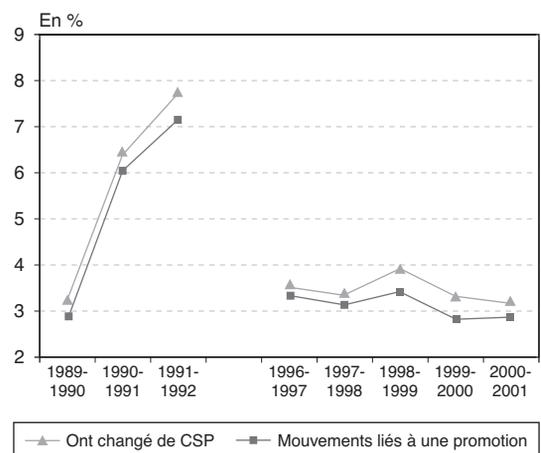
Le protocole Durafour du 9 février 1990 avait prévu la transformation progressive, en sept ans, de plus de 100 000 agents de catégorie D en emplois de catégorie C. Dès 1996, les agents de catégorie D représentent moins de 800 personnes et en 1998, la totalité des agents de catégorie D ont été reclassés en niveau C (cf. graphique II).

Graphique II
Évolution des effectifs des titulaires civils selon leur catégorie hiérarchique



Lecture : les années 1993 à 1995 n'ont pu être utilisées dans cette étude (cf. encadré 1).
Champ : agents titulaires des ministères civils présents au cours de deux années consécutives.
Source : fichiers de paye des agents de l'État.

Graphique III
Mobilité catégorielle des titulaires des ministères civils



Lecture : on a fait figurer le taux de mobilité annuel, sauf pour les années 1993 à 1995 qui n'ont pu être utilisées (cf. encadré 1).
Champ : agents titulaires des ministères civils présents au cours de deux années consécutives.
Source : fichiers de paye des agents de l'État.

Les reclassements, dès les deux premières années du plan, de 20 000 à 30 000 agents de catégorie D en catégorie C, expliquent la tendance ascendante de la mobilité catégorielle entre 1989 et 1991, qui passe alors de 3,2 % à 7,7 % (cf. graphique III). Depuis la fin du plan de reclassement des catégories D, le taux de mobilité catégorielle est revenu à son niveau antérieur, soit 3,5 % environ.

Entre 2000 et 2001, 3,2 % des agents ont ainsi changé de catégorie socioprofessionnelle : 47,8 % appartiennent à la catégorie « Profession intermédiaire de l'enseignement », alors que cette catégorie ne représente en 2000 que 10,9 % des titulaires civils (cf. tableau A en annexe). Le taux de mobilité catégorielle élevé des enseignants s'explique par une transformation d'emploi spécifique au personnel enseignant, visant à améliorer leur carrière : 13 % des instituteurs ou assimilés, relevant de la catégorie B, ont été reclassés dans la catégorie des professeurs certifiés ou assimilés, qui relèvent, eux, de la catégorie A (cf. tableau B en annexe). De même, 23 % des professeurs d'enseignement général des collèges ont été reclassés dans la catégorie des professeurs certifiés.

Par ailleurs, dans la catégorie des professeurs certifiés ou assimilés, d'autres mouvements ne relèvent pas de mesures de reclassement : 1 700 titulaires sont devenus des professeurs agrégés et 800 des personnels de direction. 88,4 % des agents ayant changé de catégorie socioprofessionnelle entre 2000 et 2001 ont également changé de niveau hiérarchique (7). Le changement de catégorie socioprofessionnelle recouvre donc, dans l'écrasante majorité des cas, des mouvements liés à la promotion des agents (cf. graphique III).

Reclassement des agents de catégorie D en catégorie C, ou des instituteurs en professeurs certifiés : ces reclassements catégoriels ont des répercussions considérables sur l'évolution des structures hiérarchiques et, en conséquence, sur la mesure de la mobilité catégorielle.

La mobilité structurelle reflète surtout des mouvements internes à chaque ministère

On entend par mobilité structurelle (à l'intérieur de la fonction publique de l'État) un changement de ministère ou un changement de service à l'intérieur d'un ministère. Comme la mobilité

catégorielle, la mobilité structurelle dépend du niveau d'agrégation retenu pour la mesurer.

Afin d'éviter d'intégrer dans la mobilité les restructurations (des ministères et des services) qui font artificiellement passer d'un ministère à l'autre ou d'un service ministériel à un autre les agents concernés, on a retenu une nomenclature relativement agrégée (cf. encadré 3 et tableau C en annexe) : une telle définition, restrictive par nature, ne permet de mesurer que des mobilités professionnelles fortes.

Certains ministères, de modeste taille, sont inclus dans d'autres, plus grands (ministères de l'Écologie, du Budget, des Dom-Tom, et de l'Industrie). Les services de l'Éducation nationale ont été répartis en cinq entités. Les autres ministères, plus petits, ont été divisés, selon leur taille, entre deux et six services. Seuls les services du Premier ministre forment une seule entité.

Entre deux années consécutives, les mouvements inter-ministériels ou intra-ministériels concernent en moyenne 1,4 % des titulaires civils de l'État présents dans les ministères civils (cf. tableau 1).

Entre 1989 et 2001, la mobilité structurelle a diminué : se situant en début de période autour de 1,8 % ; elle s'infléchit à la baisse par la suite, marquant le pas aux alentours de 1,1 % entre 1996 et 2001 (cf. graphique IV).

Cette mobilité structurelle relativement faible reflète pour l'essentiel des mouvements entre services d'un même ministère. Entre 2000 et 2001, par exemple, 90 % des personnes concernées par la mobilité structurelle n'ont pas changé de ministère.

La taille des ministères explique une part des variations de mobilité structurelle d'un ministère à l'autre

La mobilité structurelle varie beaucoup d'un ministère à l'autre. La palme à cet égard est détenue par les agents des Affaires étrangères et de la coopération : 10,4 % ont changé de service et 3,6 % de ministère entre 2000 et 2001. La nature des activités de ce ministère explique des mouvements croisés importants entre l'administration centrale et les services des ambassades et des consulats. Entre 2000 et 2001, sur les

7. Le niveau hiérarchique correspond à un détail des trois catégories hiérarchiques (A, B, C), déterminé à partir du grade.

10 % d'agents ayant effectué une mobilité au sein du ministère, 58 % sont passés de l'administration centrale aux services diplomatiques et 38 % ont fait le trajet inverse. Les autres ont rejoint les établissements culturels des Affaires étrangères.

À l'autre extrémité, les agents du ministère de l'Économie, des finances et de l'industrie sont les moins mobiles : 0,4 % ont changé de ministère ou de service entre 2000 et 2001. Les ministères où la mobilité structurelle des agents est la plus forte sont ceux dont les effectifs sont les plus faibles : Premier ministre et Plan, Jeunesse et sport, Culture. La majorité des mouvements concernant ces ministères a pour destination un autre ministère, alors que les mouvements internes sont prééminants dans les ministères les plus nombreux, l'Intérieur et les Dom-Tom, ainsi que l'Économie et les finances faisant toutefois exception.

De la même façon, la mobilité structurelle des agents en poste dans des administrations centrales est, en règle générale, sensiblement plus importante que celle des agents des autres services. Ici encore semble jouer un effet de taille : les effectifs de ces administrations sont peu nombreux par rapport à ceux des autres services. Cela explique sans doute que leurs besoins en personnels soient pour l'essentiel satisfaits par des affectations en provenance de ces autres services : le rapport entre mobilité intra-minis-

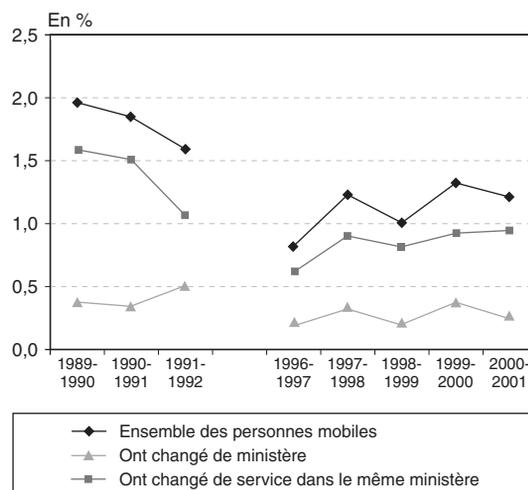
térielle et mobilité inter-ministérielle y est d'ailleurs inverse de celui constaté dans les autres services, avec une large prépondérance des échanges internes. Le cas de l'Éducation nationale est particulièrement illustratif : parmi les titulaires de ce ministère, la mobilité structurelle varie beaucoup d'un service à l'autre. Entre 2000 et 2001, elle se situe entre 0,8 % et 9,6 % selon le service. La mobilité des enseignants s'avère très faible, alors qu'à l'opposé, presque un agent d'administration centrale sur dix change de service l'année suivante.

L'Éducation nationale : un pôle pour les « petits » ministères

L'Éducation nationale joue un rôle de premier plan dans les échanges de personnel entre les différents ministères : non seulement, elle draine une part importante des mouvements provenant des « petits » ministères (Premier ministre, Jeunesse et sports, Culture, Affaires étrangères), mais elle compte au nombre des ministères les plus attractifs pour les agents issus de l'Économie et des finances, de l'Équipement, de la Justice ou de l'Intérieur. Il est possible que se conjugue, à l'effet de taille de ce ministère, la multiplicité des disciplines couvertes par ses agents (8). Des activités voisines sont naturellement un facteur susceptible de faciliter les échanges de personnel entre ministères, ce qui explique (dans le cas de l'Éducation nationale) leur intensité avec la Jeunesse et les sports ou la Culture. Ce sont de telles « proximités » entre ministères qui expliquent les autres axes d'échange. Ainsi en va-t-il de la Justice et de l'Intérieur. Les agents de ces ministères sont moins mobiles que la moyenne. Lorsqu'ils changent de ministère, c'est avec une préférence marquée pour les activités de sécurité : l'Intérieur est le ministère le plus attractif pour les agents en provenance de la Justice, et, réciproquement, la Justice est le ministère le plus attractif pour les agents issus de l'Intérieur (cf. tableau 4).

De manière générale, la mobilité entre les services des administrations centrales est plus forte que celle des services déconcentrés. Le nombre de postes offerts en mutation est souvent plus grande en administration centrale qu'en service déconcentré. De plus, la mobilité entre les services des

Graphique IV
Mobilité structurelle des titulaires des ministères civils



Lecture : on a fait figurer le taux de mobilité annuel, sauf pour les années 1993 à 1995 qui n'ont pu être utilisées (cf. encadré 1).
Champ : agents titulaires des ministères civils présents au cours de deux années consécutives.
Source : fichiers de paye des agents de l'État.

8. Cette « polyvalence » faisant de l'Éducation nationale une véritable « réserve potentielle » susceptible de répondre aux besoins d'autres ministères, par des détachements ou des mises à disposition.

administrations centrales ne s'accompagne généralement pas d'un changement géographique. Au contraire, changer de poste en services déconcentrés signifie souvent changer de zone d'emploi ou de département (cf. *infra* : les liens entre les différents types de mobilité).

La mobilité géographique concerne plus les jeunes

Les caractéristiques des migrants (sexe, âge, catégorie hiérarchique) varient suivant le type de mobilité. La mobilité géographique est davantage le fait des jeunes : plus de six migrants sur dix sont âgés de moins de 40 ans. Elle concerne plus les cadres A. En dehors des enseignants (professeurs et scientifiques), les cadres administratifs et techniques, les professions intermédiaires administratives, le personnel de la police et des prisons et les employés et personnel de service sont les catégories socio-professionnelles les plus représentées dans la population ayant effectué une mobilité entre 2000 et 2001 (cf. tableau A en annexe).

La mobilité catégorielle intéresserait le plus souvent des femmes en cours ou en fin de carrière (entre 40 et 59 ans). Elle peut correspondre, dans certains cas, à une promotion avant le départ à la retraite. De fait, 36,3 % des mouvements catégoriels concernent les plus de 50 ans. Cette prépondérance des femmes d'âge mûr doit être mise en rapport avec le reclassement des instituteurs en

professeurs : 47,8 % des changements de catégorie entre 2000 et 2001 touchent les professions intermédiaires de l'enseignement.

Entre 2000 et 2001, la mobilité structurelle touche plus particulièrement les cadres administratifs et techniques, employés et personnels de service, et professions intermédiaires administratives, de la police et des prisons. Ces mouvements concernent des agents relativement jeunes, moins toutefois que les changements de département : la moitié ont moins de 40 ans. Cette mobilité regarde tout particulièrement la catégorie A+ (directeurs, magistrats ou cadres de haut niveau).

Une modélisation des quelques critères déterminants la mobilité des agents confirme les résultats précédents.

Les cadres et les jeunes sont plus mobiles

Trois modèles de régression logistique ont été testés pour caractériser les différentes formes de mobilité. À chaque fois, on cherche à expliquer la mobilité des agents, toutes choses égales par ailleurs, au moyen des critères suivants : l'âge, le sexe, la catégorie socioprofessionnelle en dix postes (9) (cf. tableau 5).

Dans le cas de la mobilité géographique, l'âge est un critère déterminant : plus l'agent est

9. Ce niveau est plus agrégé que celui utilisé précédemment pour mesurer la mobilité catégorielle.

Tableau 4
Mouvements entre ministères (2000-2001)

Ministère d'origine	Effectif (2000)	Taux de mob. (en %)	Mouvements (2001)	Ministère de destination (1)											Total
				Éduc. nat. et rech.	Jeun. et sport	Éco. et finances	Intér. et Dom-Tom	Équip. et log.	Justice	Agriculture	Santé et travail	Culture	Aff. étr.	Autres min.	
Éduc. nat. et Rech.	1 041 468	1,2	12 190	86,3	1,5	0,8	0,3	0,6	0,4	0,4	0,3	0,5	7,0	1,9	100
Jeun. et Sport	6 541	4,5	293	78,8	16,7	0,0	0,0	0,3	0,3	1,0	0,0	0,0	1,4	1,4	100
Éco. et Finances	191 032	0,4	716	11,9	0,3	54,2	4,3	5,9	4,6	2,8	2,0	0,8	3,8	9,5	100
Intér. et Dom-Tom	152 686	0,8	1 194	2,3	0,2	2,6	79,8	2,0	4,8	0,7	1,0	0,4	1,8	4,3	100
Équip. et log.	96 871	1,1	1 095	4,9	0,0	3,0	2,0	78,1	1,7	2,1	2,5	1,6	1,0	3,0	100
Justice	62 135	1,0	615	8,1	0,2	11,2	16,9	2,8	48,8	1,0	2,4	0,3	2,8	5,5	100
Agriculture	29 640	1,8	535	7,9	0,2	3,0	1,3	3,2	0,0	75,9	3,9	0,6	2,6	1,5	100
Santé et travail	23 021	1,8	407	5,4	0,0	5,9	3,9	6,4	2,0	6,9	61,9	0,2	1,5	5,9	100
Culture	12 556	2,4	303	43,7	0,0	3,3	2,9	8,6	3,7	0,4	2,4	23,7	4,1	7,3	100
Affaires étr.	7 810	14,0	1 092	14,8	0,0	2,2	3,4	0,9	0,6	0,5	0,1	0,7	74,3	2,5	100
Premier Ministre	1 320	4,9	65	10,8	0,0	21,5	10,8	6,2	6,2	4,6	12,3	3,1	3,1	21,5	100
Ensemble	1 625 080	1,1	18 447	58,2	1,3	3,8	10,5	5,7	2,7	2,9	2,1	0,8	9,2	2,9	100

1. En pourcentage de mobiles par rapport à l'ensemble des personnes du ministère d'origine ayant effectué une mobilité entre 2000 et 2001.

Lecture : sur les 6 541 agents titulaires du ministère de la Jeunesse et des sports présents en 2000, 293 ont changé de ministère ou de service en 2001. Parmi eux, 78,8 % sont allés au ministère de l'Éducation nationale et de la recherche, 16,7 % sont restés à la Jeunesse et aux sports mais ont changé de service.

Source : fichiers de paye des agents de l'État.

jeune, plus il a tendance à changer de département d'affectation, toutes choses égales par ailleurs. Cette mobilité plus forte avant 30 ans peut s'expliquer par le cas fréquent d'une première affectation à Paris ou en région parisienne, suivie, quelques années après, d'un mouvement vers la province (retour vers la même zone géographique ou départ à destination d'un autre département de province). La modélisation confirme également que, toutes choses égales par ailleurs, les cadres sont la CSP la plus concernée par la mobilité géographique.

L'âge est, en revanche, un critère moins déterminant pour la mobilité catégorielle à ce niveau d'agrégation de la nomenclature des CSP. Son effet le plus marqué concerne, comme on l'a vu plus haut, les personnes âgées de 50 à 59 ans. L'appartenance à la catégorie des professions intermédiaires de l'enseignement est bien plus discriminante. Cela confirme les commentaires descriptifs précédents. Cependant, selon ce modèle, les femmes n'apparaissent pas plus mobiles que les hommes, alors que l'analyse

descriptive suggérait l'inverse. La modélisation s'accorde également avec l'analyse descriptive dans le cas de la mobilité structurelle. Ce type de mobilité est favorisé par l'appartenance à une classe d'âge peu élevé, ou aux catégories suivantes : cadres administratifs et techniques, et professions intermédiaires de la santé.

Pour les trois formes de mobilité, la probabilité de bouger est plus forte si l'agent est un homme et s'il est âgé de 25 à 29 ans. Cependant, les agents de plus de 40 ans ont la plus forte probabilité de bouger lorsqu'il s'agit d'une mobilité catégorielle.

Mobilité structurelle et mobilité géographique vont souvent de pair

Même si les caractéristiques des agents apparaissent différentes selon la mobilité examinée, il existe des liens entre ces différentes mobilités.

Le croisement des différents types de mobilité montre que certains mouvements peuvent relever

Tableau 5
Modélisation des trois mobilités (géographique, catégorielle ou structurelle)

	Mobilité		
	géographique	catégorielle	structurelle
Âge			
16 à 24 ans	2,7	1,6	1,8
25 à 29 ans	2,1	2,1	1,6
30 à 39 ans	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
40 à 49 ans	0,5	1,4	0,7
50 à 59 ans	0,3	2,5	0,5
60 ans et plus	0,2	1,6	0,7
Sexe			
<i>Homme</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Femme	0,8	0,7	0,8
Catégorie socioprofessionnelle (agrégée)			
Cadres administratifs et techniques	1,4	0,4	1,5
Professeurs et professions scientifiques	0,6	0,2	0,6
Professions intermédiaires de l'enseignement	0,3	5,4	0,3
Professions intermédiaires de la santé	<i>ns</i>	0,2	1,7
<i>Professions intermédiaires administratives et de la Police</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Professions intermédiaires de technicien	0,7	0,9	0,4
Contremaîtres	0,3	0,6	0,3
Employés et personnels de service	0,5	0,9	<i>ns</i>
Police, prisons	0,8	0,5	0,0
Ouvriers	0,3	<i>ns</i>	0,3

Lecture : résultat de trois modèles logit estimés sur chacune des trois populations (agents titulaires ayant effectué une mobilité géographique, catégorielle ou structurelle entre 2000 et 2001). On a fait figurer les coefficients de chacun de ces modèles (odds ratio estimées). Les coefficients sont significatifs lorsque la probabilité inférieure à 0,0001 ; sinon ils sont notés *ns* (non significatif). *Réf.* Indique la modalité de référence, à savoir : hommes appartenant à une profession intermédiaire administrative ou de la police et des prisons et âgés de 30 à 39 ans. Une femme est 20 % moins mobile géographiquement qu'un homme (coef = 0,8).
Champ : titulaires civils ayant effectué une mobilité entre 2000 et 2001.
Source : fichiers de paye des agents de l'État.

simultanément de plusieurs d'entre eux. Ainsi, la mobilité géographique coïncide dans plus de un cas sur dix avec une mobilité structurelle. Elle s'accompagne moins souvent d'une mobilité catégorielle (dans 7,8 % des cas) (cf. tableaux 6-A et 6-B). La mobilité structurelle est encore plus liée aux deux autres types de mobilité. Dans 16,2 % des cas, elle va de pair avec un changement de catégorie socioprofessionnelle, et c'est le cas de près d'un agent sur trois lorsqu'elle recouvre un changement de ministère. Le lien avec une mobilité géographique est assez fort : 42,8 % des agents concernés par une mobilité structurelle le sont également par une mobilité géographique. Deux agents ayant changé de ministère sur trois ont également effectué un mouvement géographique, et ce déplacement est alors de longue distance (changement de Zeat) pour près d'un changement de ministère sur deux (cf. tableaux 7-A et 7-B). Enfin, les chances sont très fortes pour que l'absence d'un type de mouvement s'accompagne de l'absence des deux autres types : les immobilités sont fortement corrélées.

La part des mouvements relevant des trois mobilités à la fois est trop marginale pour avoir été détaillée ici.

Les entrées et les sorties contribuent aussi au renouvellement de la fonction publique

Chaque année, un nombre important d'agents titulaires entrent et sortent de la fonction publique de l'État. Cette mobilité, très différente de la mobilité étudiée jusqu'ici, n'intervient pas, comme celle-ci, au cours du déroulement de la carrière des agents : elle en marque au contraire le début ou la fin (du moins, en tant qu'agent titulaire de l'État). D'une part, les entrées se rapportent au début de carrière (recrutement sur concours ou par contrat) ou à la titularisation d'un agent non titulaire. À l'autre extrême, les sorties correspondent à la fin de carrière (retraite, congé de fin d'activité, décès). Il existe d'autres cas que ceux-là : pour les sorties, démissions, radiations, départs en congé parental, départs en disponibilité, etc. ; pour les entrées, retours de congé parental, de disponibilité, etc.

Les fichiers de paye ne donnent pas d'information sur le motif des entrées. Le champ ne retenant que les titulaires civils, la titularisation des contractuels est comptée comme une entrée.

Par contre, ces fichiers comportent une variable retraçant le motif des sorties. Toutefois, celle-ci

Tableau 6
Lien entre mobilité géographique et mobilités structurelle et catégorielle

A - Mobilité géographique et mobilité structurelle

En %

	Stabilité structurelle	Mobilité structurelle			Effectif total
		Ensemble	dont changement de ministère	dont changement de service	
Mobilité géographique	89,0	11,0	3,7	7,3	72 516
dont changement de département mais non de Zeat	89,8	10,2	2,5	7,7	30 529
dont changement de Zeat	88,3	11,7	4,6	7,1	41 987
Stabilité géographique	99,3	0,7	0,1	0,6	1 552 564
Total	98,9	1,2	0,2	0,9	1 625 080

B - Mobilité géographique et mobilité catégorielle

En %

	Stabilité catégorielle	Mobilité catégorielle	Effectif total
Mobilité géographique	92,2	7,8	72 516
dont changement de département mais non de Zeat	92,5	7,5	30 529
dont changement de Zeat	92,0	8,0	41 987
Stabilité géographique	97,0	3,0	1 552 564
Total	96,8	3,2	1 625 080

Lecture tableau B : parmi les 72 516 agents titulaires des ministères civils qui ont effectué une mobilité géographique en 2001, 92,2 % n'ont pas changé de catégorie et 7,8 %, au contraire, en ont changé.
Source : fichiers de paye des agents de l'État.

Tableau 7

Lien entre mobilité structurelle et mobilités catégorielle et géographique**A - Mobilité structurelle et mobilité catégorielle**

En %

	Stabilité catégorielle	Mobilité catégorielle	Effectif total
Mobilité structurelle	83,8	16,2	18 447
dont changement de ministère	70,0	30,0	4 062
dont changement de service au sein du même ministère	87,7	12,3	14 385
Stabilité structurelle	97,0	3,0	1 606 633
Total	96,8	3,2	1 625 080

B - Mobilité structurelle et mobilité géographique

En %

	Stabilité géographique	Mobilité géographique			Effectif total
		Ensemble	dont changement de Zeat	dont changement de département	
Mobilité structurelle	57,2	42,8	26,2	16,6	18 447
dont changement de ministère	33,4	66,6	47,6	19,0	4 062
dont changement de service au sein du même ministère	63,9	36,1	20,2	15,9	14 385
Stabilité géographique	96,0	4,0	2,3	1,7	1 606 833
Total	95,5	4,5	2,6	1,9	1 625 080

Lecture tableau A : parmi les 18 447 agents titulaires des ministères civils qui ont effectué une mobilité structurelle en 2001, 84,0 % n'ont pas changé de catégorie et 16,0 % au contraire, en ont changé.
Source : fichiers de paye des agents de l'État.

n'est pas complètement renseignée, et les sorties autres que retraite et congé de fin d'activité sont souvent regroupées sous la rubrique « divers ».

Si l'on ne peut connaître avec précision les motifs des entrées et des sorties, on peut mesurer leur ampleur et connaître les caractéristiques des agents concernés.

Les sortants de la fonction publique d'État (par démission, départ à la retraite, changement de fonction publique) représentent, en moyenne, chaque année, 67 000 personnes au cours de la période considérée, soit 3 % à 4 % des effectifs présents. Ces sortants vieillissent chaque année :

leur âge moyen était de 54 ans en 2000. Les sortants sont le plus souvent des cadres : en 2000, 54,8 % d'entre eux relèvent de la catégorie A, 31,1 % de la catégorie C et 14,1 % de la catégorie B.

La part des entrants varie peu, elle est de l'ordre de 5 % par an et représente en moyenne, chaque année, 86 000 personnes : en 2001, l'âge médian des entrants dans la fonction publique de l'État est de 29 ans, mais il ne s'agit pas toujours d'un premier emploi : ce chiffre tient compte en effet des titularisations de contractuels, dont l'âge médian à la titularisation est de 28 ans en 2001. □

BIBLIOGRAPHIE

Amossé T. (2003), « Interne ou externe, deux visages de la mobilité professionnelle », *Insee Première*, n° 921.

Direction Générale de l'Administration et de la Fonction Publique (2003), « La Fonction Publi-

que de l'État », *Rapport annuel 2002*, La documentation Française.

Dupays S. (2003), « La mobilité dans la fonction publique : mythe ou réalité ? », *Rapport annuel 2003 de l'Observatoire de l'emploi public*.

Massal P. (2001), « La mobilité des agents de l'État vers leur département de naissance », Rapport de la DGAFP (Direction Générale de l'Administration et de la Fonction Publique).

Merou M. (1988), « Les migrations des salariés de l'État », *Économie et Statistique*, n° 214, pp. 3-18.

Observatoire de l'emploi public (2002), *Rapport annuel 2002*, La documentation Française.

Paaron A. et Quarré D. (2002), « Les agents de l'État : évolutions entre 1990 et 2000 », *Insee Première*, n° 865.

Paaron A. et Quarré D. (2003), « Les agents de l'État au 31 décembre 2001 », *Insee Première*, n° 922.

Quarré D. (1993), « Les agents de l'État au 31 décembre 1990 », *Insee Résultats*, série Emploi-Revenus, n° 52-53.

Quarré D. (2003), « Les agents de l'État au 31 décembre 2000 », *Insee Résultats*, série Société, n° 21.

A – Caractéristiques des agents mobiles entre 2000 et 2001

En %

	Agents présents en 2000	Agents concernés par une mobilité		
		géographique	catégorielle	structurelle
Sexe				
Hommes	42,8	50,0	40,6	42,5
Femmes	57,2	50,0	59,4	57,5
Ensemble	100,0	100,0	100,0	100,0
Âge				
16 à 24 ans	1,1	3,7	0,5	2,1
25 à 29 ans	8,8	24,7	5,5	15,8
30 à 39 ans	25,6	34,6	18,4	30,8
40 à 49 ans	33,3	22,8	39,4	31,0
50 à 59 ans	29,6	13,6	35,4	18,6
60 ans et plus	1,6	0,5	0,9	1,7
Ensemble	100,0	100,0	100,0	100,0
Catégorie hiérarchique				
A + (1)	13,6	14,5	8,9	17,9
A	35,7	39,5	13,9	32,5
B	20,2	18,5	50,3	19,5
C	30,6	27,4	26,9	30,1
Ensemble	100,0	100,0	100,0	100,0
Enseignant et assimilés				
Oui	52,1	45,7	58,8	39,5
Non	47,9	54,3	41,5	60,5
Ensemble	100,0	100,0	100,0	100,0
CSP agrégée				
Cadres administratifs et techniques	6,8	13,2	3,9	15,1
Professeurs et scientifiques	41,3	40,3	10,9	34,7
Prof. interm. de l'enseignement	10,9	4,5	47,8	5,1
Prof. interm. de la santé (2)	1,1	1,7	0,3	2,6
Prof. interm. administrative ou de la police et des prisons	7,4	10,6	8,2	10,8
Prof. interm. techniques	2,0	2,3	2,2	1,6
Contremaîtres et agents de maîtrise	1,8	1,0	1,4	0,9
Employés et personnel de service	18,2	13,0	16,7	26,6
Personnel de police et des prisons	6,5	11,5	4,2	0,6
Ouvriers	4,0	1,9	4,6	1,9
Ensemble	100,0	100,0	100,0	100,0
1. La catégorie A + regroupe les CSP des personnels de direction, des magistrats et des cadres de niveau administrateurs, attachés ou inspecteurs principaux.				
2. Y compris le clergé.				

Lecture : 42,8 % des agents titulaires des ministères civils présents en 2000 sont des hommes, alors que c'est le cas de 50 % de ceux qui ont effectué une mobilité géographique, de 40,6 % dans le cas d'une mobilité catégorielle 2001, et de 42,5 % dans celui d'une mobilité structurelle.

Champ : agents titulaires des ministères civils présents deux années consécutives.

Source : fichiers de paye des agents de l'État.

B - Effectifs des ministères civils selon la CSP d'origine et taux de mobilité catégorielle (2000-2001)

Cat. hiérarchique	CSP d'origine en 2000	Présents en 2000	Taux de mobilité en 2001 (en %)	CSP la plus fréquente des agents mobiles en 2001
A	Personnels de direction	7 943	4,2	Magistrats
	Magistrats	5 858	3,6	Personnels de direction
	Cadres niveau administrateur	4 255	6,7	Personnels de direction
	Cadres niveau attaché ou inspecteur des services extérieurs	67 734	1,0	Cadres niveau administrateur
	Cadres niveau ingénieur en chef	3 888	3,2	Personnels de direction
	Cadres niveau ingénieur des travaux	21 400	1,9	Cadres niveau ingénieur en chef
	Professeurs et chercheurs	21 899	0,7	Maîtres de conférence
	Maîtres de conférence et maîtres assistants, chargés de recherche	32 963	4,6	Professeurs et chercheurs
	Personnels de direction, d'inspection et d'orientation du second degré	34 008	0,7	Professeurs certifiés et assimilés
	Professeurs agrégés	61 044	1,2	Maîtres de conférence
	Professeurs certifiés et assimilés	548 196	0,6	Professeurs agrégés
	Professions médicales	2 612	1,3	Personnels de direction
	Professions culturelles	3 089	2,0	Personnels de direction
	Autres A	1 206	0,0	
B	Professeurs de collège	18 264	23,4	Prof. certifiés et assimilés
	Instituteurs et assimilés	159 456	13,0	Prof. certifiés et assimilés
	Professions intellectuelles diverses	1 484	3,4	Professions culturelles
	Prof. interm. (PI) de la santé	7 198	0,4	PI de technicien
	PI du travail	9 247	1,1	Personnels de direction
	PI administratives de contrôleur principal ou de secrétaire de classe exceptionnelle	20 810	2,7	Cadres de niveau attaché ou inspecteur des services extérieurs
	PI administratives de contrôleur ou de secrétaire de classe normale	87 428	4,2	Cadres de niveau attaché ou inspecteur des services extérieurs
	PI de la police et des prisons	12 323	0,7	Cadres de niveau attaché ou inspecteur des services extérieurs
	PI de technicien chef	6 714	1,7	Cadres niveau ingénieur des travaux
	PI de technicien	25 403	4,0	PI de technicien chef
	Agents techniques	11 377	4,2	PI de technicien
	Maîtrise ouvrière	18 296	1,4	PI de technicien
	Autres B (y compris clergé)	1 369	0,5	
	C	Employés	215 995	2,7
Personnels de service		83 031	3,6	Ouvriers qualifiés
Brigadiers ou brigadiers-chefs		20 663	0,4	PI de la police et des prisons
Gardiens ou sous-brigadiers		84 985	2,5	Brigadiers ou brigadiers chefs
Ouvriers qualifiés		61 845	3,2	Maîtrise ouvrière
Ouvriers non qualifiés		4 267	11,3	Ouvriers qualifiés
Autres C		64	0,0	
	Ensemble	1 625 080	3,2	

Lecture : titulaires des ministères civils présents en 2000, mobilité 2000-2001. Parmi les 215 995 employés présents en 2000 dans les ministères civils, 2,7 % ont changé de CSP en 2001. Parmi ces derniers, la CSP la plus fréquente est « PI administrative de contrôleur ou de secrétaire ».

Source : fichiers de paye des agents de l'État.

C - Effectifs des ministères civils présents en 2000 et en 2001 et mobilité structurelle

Ministère	Service d'appartenance en 2000	Effectif en 2000	Mobilité structurelle (en %)	Dont mobilité intra-ministérielle (en %)
Affaires étrangères et coopération	Administrations centrales	2 951	17,5	15,7
	Ambassades, consulats et autres services	4 859	11,9	6,6
	Ensemble	7 810	14,0	10,4
Culture	Administration centrale	851	3,3	2,1
	Services déconcentrés et autres services	11 705	1,9	0,2
	Ensemble	12 556	2,4	0,5
Agriculture	Administration centrale	1 797	4,5	3,2
	Services déconcentrés	13 182	1,5	0,9
	Enseignement agricole	14 661	1,8	1,3
	Ensemble	29 640	1,8	1,4
Éducation nationale et recherche	Administration centrale	3 703	9,6	8,4
	Services académiques et rectoraux	36 670	6,0	5,4
	Enseignement du 1 ^{er} degré (ensemble)	327 220	0,8	0,6
	Enseignement du 2 ^e degré (collèges, lycées et autres établissements)	558 639	1,0	0,8
	Enseignement supérieur (Université, IUT, IUFM et autres établissements)	115 236	1,5	1,1
	Ensemble	1 041 468	1,2	1,0
Jeunesse et sports	Administration centrale	179	6,1	2,8
	Autres services (Sport extra-scolaire, etc.)	6 362	4,4	0,7
	Ensemble	6 541	4,5	0,8
Économie, finances et industrie	Administration centrale	9 018	1,9	0,5
	Services déconcentrés du Trésor	61 178	0,3	0,1
	Services déconcentrés des Impôts	84 476	0,2	0,1
	Services déconcentrés des Douanes	19 952	0,2	0,2
	Insee	6 975	0,6	0,3
	Juridictions financières	5 563	1,8	0,8
	Services déconcentrés de l'Industrie	3 870	1,9	1,2
	Ensemble	191 032	0,4	0,2
Intérieur et Dom-Tom	Administrations centrales	2 214	6,0	3,3
	Préfectures Intérieur et Dom	29 756	2,7	2,0
	Police nationale (ensemble)	116 847	0,2	0,1
	Sécurité civile et autres services (y c. Tom)	3 869	0,8	0,3
	Ensemble	152 686	0,8	0,3
Justice	Administration centrale	1 315	6,9	4,2
	Services judiciaires	26 223	0,6	0,3
	Services pénitentiaires	25 398	0,6	0,2
	Serv. protection judiciaire de la jeunesse	6 486	1,4	1,0
	Juridictions administratives	2 713	5,2	0,7
	Ensemble	62 135	1,0	0,5
Premier ministre et Plan	Services du Premier ministre	1 320	4,9	-
Équipement, logement, transports et mer (1)	Administrations centrales	4 400	8,6	2,5
	Services déconcentrés (y c. mer)	84 677	0,8	0,1
	Autres services (Aviation civile, etc.)	7 794	0,1	0,1
	Ensemble	96 871	1,1	0,9
Santé et travail	Administrations centrales	2 682	3,0	1,0
	Services déconcentrés de la santé	11 769	2,1	1,7
	Services déconcentrés du travail	8 570	0,9	0,3
	Ensemble	23 021	1,8	1,1
Ensemble des agents titulaires civils		1 625 080	1,1	0,9

1. Y compris le ministère de l'Écologie.

Lecture : effectifs des titulaires des ministères civils présents en 2000 et en 2001. Parmi les 1 315 agents titulaires présents en 2000 dans les services de l'administration centrale du ministère de la Justice, 6,9 % ont connu une mobilité structurelle entre 2000 et 2001, et pour 4,2 %, il s'agit d'une mobilité intra-ministérielle (un changement de service à l'intérieur du ministère de la Justice). Les 2,7 % restant ont changé de ministère (mobilité inter-ministérielle).
Source : fichiers de paye des agents de l'État.

Mobilité et salaires : une longue tradition de recherche

Les travaux sur les trajectoires professionnelles et les rémunérations salariales ont un passé déjà ancien. Ces quelques pages en retracent les origines et le développement, depuis les fondateurs jusqu'aux études récentes. Les deux articles de Malik Koubi se situent dans le prolongement direct de ces devanciers, tout en contribuant à enrichir les connaissances accumulées dans ce domaine par un traitement statistique original et par la richesse des données utilisées.

Les pionniers

Économie et Statistique a depuis de longues années une tradition de publication de travaux, souvent novateurs, sur la rémunération, le salaire et la carrière des salariés. Des articles fondateurs ont été ainsi publiés dans cette revue dès le début des années 1980. Barge et Payen (1981) et Baudelot (1982) utilisaient tous deux les Déclarations de Salaires – ancêtres des Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS), utilisés par la suite – pour les années 1970-1975. Déjà, le fichier comprenait les salariés nés en octobre d'une année paire. Déjà, ces six ans permettaient d'analyser les salaires et les carrières individuels de différentes générations de travailleurs du secteur privé et semi-public. La problématique de ces articles, ainsi que les analyses proposées avaient un caractère fondateur : celles que propose aujourd'hui Malik Koubi s'avèrent, en effet, dans leur directe descendance. Ainsi, ces auteurs examinaient les hausses des salaires annuels, par âge, par catégorie sociale (1) (ils mesuraient la part des salariés ayant connu un changement significatif de catégorie sociale et son impact sur les salaires). Barge et Payen (1981) cherchaient à expliquer le changement de salaire individuel entre 1970 et 1975. Pour ce faire, ils utilisaient comme variables explicatives le sexe, la CSP, la mobilité entre CSP, entre régions et entre activités économiques. Ils avaient recours à la méthode des moindres carrés ordinaires. Une version destinée à un public de chercheurs fut publiée dans les *Annales de l'Insee* (remplacée depuis par les *Annales d'Économie et de Statistique*). L'absence de publication en langue anglaise a peut-être limité la diffusion ultérieure de ces travaux. Le travail de Baudelot (1982), techniquement moins avancé que ceux de Barge et Payen, ressemblait fortement, dans l'esprit au moins, à ceux

1. La nomenclature des CSP opposait alors cadres moyens et cadres supérieurs. La réforme des professions et catégories socioprofessionnelles de 1982 (PCS) a peu après unifié la catégorie de cadre définie désormais conformément à la définition des conventions collectives. Cette réforme a mis l'accent sur la distinction entre cadres et professions intermédiaires.

qui sont contenus dans ce numéro. Il mettait en exergue un phénomène, souvent encore mal compris du lecteur : les effets de composition. Un écart moyen de salaire entre hommes et femmes, par exemple, est la résultante d'un mélange d'effets d'âge, de cohorte (pour reprendre les éléments analysés par Malik Koubi) qu'il faut absolument démêler, éliminer pour comprendre et interpréter les écarts « résiduels » avant de parler de discrimination salariale.

Les héritiers

Une deuxième vague de travaux utilisant ces données a été publiée au cours des années 1990 par *Économie et Statistique* et par *Économie et Prévision* (2). Guillotin (1988) et Bayet (1996), d'une part, Lollivier et Payen (1990) et Guillotin et Sevestre (1994) d'autre part, intégrèrent aux travaux précédemment mentionnés les leçons issues de l'économétrie des « panels ». En particulier, l'idée centrale d'une information imparfaite (car on ne sait que peu de choses sur chacun des individus que l'on suit malgré tout de longues années dans la source de données) est intégrée à la technique d'estimation. Ainsi, le modèle intègre une constante individuelle qui permet de caractériser la position moyenne de l'individu au cours de sa carrière salariale. L'estimation des effets se fera en écart à cette position moyenne. En quoi cette technique change-t-elle les choses pour l'analyse ? Imaginons un nuage de points représentant les salaires ou la mobilité (mesurée par le nombre de postes occupés dans une carrière, par exemple). L'analyse économétrique cherche à faire passer une droite (pour simplifier) au sein de ce nuage de points de la manière la plus juste possible (en minimisant (une fonction de) la distance de chaque point à la droite). Pourtant, si chaque point représente un salaire pour un individu à une date donnée, les recherches des économistes du travail – et ceci est vrai dans tous les pays où ce genre d'étude est conduit – montrent que les points relatifs à un même individu sont regroupés autour de sa position moyenne. La dispersion du nuage est surtout due aux écarts entre individus, plutôt qu'aux écarts entre les salaires perçus par un individu au cours de sa carrière.

Les travaux de Lollivier et Payen (1990) et Guillotin et Sevestre (1994) démontrent amplement l'importance de ce que les économètres appellent l'hétérogénéité (telle que mesurée par la position moyenne au cours de la carrière) inobservée (car les variables limitées dont on dispose dans ces sources statistiques ne permettent pas de bien approcher cette position moyenne). Pour donner une idée de l'ampleur de ce phénomène, rappelons que le pouvoir explicatif d'une régression salariale contenant des variables d'expérience, d'éducation (ou de qualification), de sexe, de date se situe aux alentours de 25 %. Dit autrement, une régression contenant ces variables permet « d'expliquer » environ 25 % de la variance du nuage de points. Maintenant, une régression incluant autant d'indicatrices individuelles (valant 1 pour toute observation correspondant à l'individu et 0 pour les autres) qu'il y a d'individus dans le fichier explique environ 80 % de la variance. On retrouve ici le phénomène évoqué plus haut : le nuage de points des salaires est surtout orienté par la dispersion de la position moyenne des salaires entre individus. En un mot, on comprend que l'on sait peu de choses sur les salaires et qu'il est peu probable que l'on en apprenne beaucoup plus sans des informations plus riches sur les individus ou sur leur emploi.

2. Revue gérée par la direction de la Prévision et de l'Analyse économique du ministère de l'économie, des finances et de l'industrie.

Entreprises à hauts salaires, entreprises à bas salaires

Une troisième vague de travaux utilisant ces données a été publiée à la fin des années 1990 et au début des années 2000. Elle prend appui sur un trait important mais inexploité par les analystes précédents des DAS (ancienne dénomination) – DADS (nouvelle dénomination). Cette source contient un identifiant de l'employeur de chaque individu. S'ouvre alors un champ entier d'investigations où les questions qui se posent ne tournent plus exclusivement autour des carrières individuelles, mais aussi autour des politiques de rémunération, de promotion ou de mobilité mises en place par les entreprises. Par exemple, il devient possible de mieux caractériser la composante d'hétérogénéité inobservée mentionnée plus haut. Si l'on imagine que le salaire peut être décomposé en parties observables – âge, cohorte, éducation, etc. – et en parties inobservables, décrites par des indicatrices individuelles et des indicatrices d'entreprises, il devient possible de caractériser les politiques salariales des entreprises. Dans ce cadre, une entreprise dont l'indicatrice aurait une valeur élevée serait une entreprise « à haut salaire ». Un travailleur dont l'indicatrice aurait une valeur élevée serait un travailleur « à haut salaire ». Et si l'on revient aux questions posées par les premiers articles, il devient possible de répondre à des questions sur la source des hausses de salaire à la suite d'une mobilité inter-entreprise. Par exemple, une hausse provient-elle d'une promotion individuelle ou bien du passage d'une entreprise « à bas salaire » (qui paie mal tous ses salariés) à une entreprise « à haut salaire » (qui paie bien tous ses salariés). Dans cette catégorie de travaux, il faut citer Abowd, Kramarz et Margolis (1999). Dans ce cadre, se sont développés très récemment des modèles économiques, dits de recherche d'emploi d'équilibre, qui donnent une représentation unifiée des mécanismes de mobilité dans un contexte où travailleurs et entreprises sont « hétérogènes » (en raison de leurs productivités différentes). Postel-Vinay et Robin (2003) ont su examiner les propriétés de ces modèles et estimer les valeurs des paramètres rendant le mieux compte des données de base (à savoir celles des DADS). Ils montrent, par exemple, que le salaire peut être décomposé non en deux composantes inobservables, mais en trois, la troisième provenant des mécanismes de friction qui font que les salariés ne reçoivent des offres d'emploi que de certaines entreprises et qu'accéder aux entreprises les plus productives, même pour les salariés les plus productifs, prend du temps.

La génération de travaux actuellement en cours se concentre sur le processus de mobilité dans sa complexité. En effet, il ne s'agit plus dans ces analyses d'examiner le salaire indépendamment des politiques de ressources humaines adoptées par les entreprises. Mais, cet examen simultané est difficile. Il demande la mise au point d'outils économétriques complexes comme, par exemple, la recherche menée par Beffy, Kamionka, Kramarz et Robert (2004) où les entreprises sont simultanément qualifiées d'entreprises à haut salaire et (par exemple) à haute mobilité. Il faut aussi citer les travaux sur des thèmes similaires de Abowd, Kramarz et Roux (2004) dans une veine descriptive qui montrent que les entreprises françaises semblent s'ordonner autour d'un axe principal opposant les entreprises à haut salaire, faible rotation et faibles rendements de l'ancienneté d'une part et, d'autre part, les entreprises à bas salaire, forte rotation et forts rendements de l'ancienneté. Dans une perspective plus structurelle, Cahuc, Postel-Vinay et Robin (2004) estiment un modèle où la négociation salariale est explicitement intégrée.

Ainsi, au cours de ces vingt ans, les données disponibles – toujours les mêmes – permettent de travailler à des profondeurs toujours plus grandes. Ce dont témoignent les

articles de Malik Koubi. Que le lecteur ne se trompe pas, pour arriver à mettre au point un fichier traversant la deuxième moitié du XX^e siècle et permettant de conduire les analyses présentées ici, le travail est immense ; plusieurs années en partant d'un terreau déjà fertilisé par les générations précédentes évoquées plus haut. C'est le premier mérite de la nouvelle génération que d'avoir poursuivi l'enrichissement de cette base de données longitudinales, en intégrant notamment les données relatives aux années 1967 à 1976. Nul doute qu'une telle base qui porte sur trente-cinq années servira de source à de multiples analyses qui permettront d'enrichir la compréhension des grandes mutations du marché du travail sur longue période, et d'explorer par exemple les conséquences de la montée du chômage, de l'augmentation de l'activité féminine ou du niveau d'éducation sur la dynamique des salaires et de l'emploi dans le secteur privé.

Des résultats d'une surprenante stabilité

Paradoxalement, les deux articles de Malik Koubi montrent très clairement que peu de choses ont changé en plus de 30 ans sur le marché du travail (des personnels du privé) français. Les résultats mis en avant me semblent provenir des effets de composition induits par l'arrivée des femmes sur le marché du travail, par l'allongement de la durée des études, ou par la croissance des emplois dans les secteurs de services. Et même la présence d'un chômage bien plus fort en fin de période ne semble que peu affecter mobilité et salaires. De tels résultats permettent donc de compléter une vision où la montée de la précarité serait ininterrompue.

Les faits tout d'abord (ceux issus des articles plus quelques autres éléments). Le premier article traite de mobilité, d'insertion et de promotion. Le second traite de rémunération. Des deux articles, le premier est le plus original. Il sera certainement un point de repère pour les analystes à venir.

Je voudrais rapidement montrer la nature des effets de composition dont je parle plus haut. Prenons le graphique II de ce premier article. L'âge moyen du premier emploi augmente sur le graphique II-A. Mais, le graphique II-B démontre que, par catégorie socioprofessionnelle, tout est stable. Au plus, peut-on voir un effet de l'allongement des études pour les catégories des employées, pour lesquelles l'âge moyen au premier emploi augmente d'un an. Donc, l'âge moyen au premier emploi ne bouge pas. De même, une comparaison des graphiques III et IV démontre amplement que l'âge moyen au premier emploi stable est à peu de chose près le même depuis 20 ans. La hausse observée doit en grande partie pouvoir être attribuée à l'allongement des études. Le graphique V confirme le même diagnostic : la durée d'insertion est aujourd'hui similaire à ce qu'elle était il y a 20 ans (pour la génération 1954). Le graphique VI montre des résultats encore plus surprenants au regard de l'idée de l'inexorable croissance de la précarité : la probabilité d'insertion dans un emploi stable augmente pour toutes les catégories et surtout pour les catégories certainement les plus diplômées (cadres, professions intermédiaires et techniciens par exemple).

Les graphiques suivants montrent toutefois que les plus jeunes générations ont des durées d'emploi (en jours) ou des heures de travail (temps partiel ou temps plein) moins longues que leurs prédécesseurs. De fait, la montée du temps partiel et des contrats à durée déterminée, même si ces derniers ne sont pas isolés dans les DADS, se fait sentir ici. Mais le graphique IX semble montrer que le temps partiel (le non-temps plein, plus

précisément) est massivement un effet d'âge et que les effets de cohorte n'ont pas de tendance nette (au contraire). Ainsi, s'infirmes l'idée d'une détérioration sans ambiguïté des conditions d'emploi depuis 20 ans. Sans surprise, le graphique X confirme l'entrée massive des femmes sur le marché du travail. Le graphique XI permet de voir que le temps partiel n'a pas le même rôle dans l'intégration professionnelle des femmes et des hommes. Et les derniers graphiques permettent de mieux apprécier la place croissante des cadres ou des secteurs des services dans l'activité économique de la fin du XX^e siècle.

Mobilité salariale et mobilité sociale

Une grande part des résultats sur mobilité et emploi rapidement décrits ici se retrouve dans l'analyse faite sur les salaires (deuxième article). Nul besoin d'y revenir. Un point mérite cependant d'être rappelé. Malik Koubi démontre que la mobilité salariale baisse très fortement, en particulier entre 1970 et 1984, puis qu'elle se stabilise, et même croît ensuite. Les travaux menés par Buchinsky, Fields, Fougère et Kramarz (2003) à partir des mêmes données et sur cette même période, mais à l'aide d'indicateurs de mobilité plus variés et permettant de décrire des phénomènes économiques plus riches confirment ce constat. Il semble donc que la réduction forte de l'inégalité salariale observée sur la même période, réduction obtenue notamment grâce à la politique du salaire minimum, ait été acquise au détriment de la mobilité salariale. Or, une telle réduction des inégalités, forte au cours du début de la période (voir Buchinsky *et al.*, 2004), est souhaitable dès lors qu'elle ne va pas à l'encontre de la mobilité des salaires (ou des revenus), mais problématique si elle signifie que les plus riches restent les plus riches, et ceux dont le salaire de début de carrière est proche du salaire minimum restent une grande partie de leur vie « au Smic ». Et, de fait, les augmentations du salaire minimum auraient contribué à rendre assez « plates » les carrières individuelles au sein des entreprises, si on compare les rendements de l'ancienneté avec ceux prévalant par exemple aux États-Unis (Befy *et al.*, 2004 ; Buchinsky *et al.*, 2004). Malheureusement, les effets de cohorte estimés par Malik Koubi ne donnent pas cette impression car sa méthode n'inclut pas les indicateurs d'individus mentionnés plus haut qui permettent de contrôler « l'hétérogénéité cachée ».

Enrichir les données

En réalité, le travail de Malik Koubi est d'autant plus remarquable qu'il s'appuie sur une base de données relativement pauvre à bien des égards. En effet, si l'on se concentre uniquement sur les variables disponibles pour chaque individu, on constate que l'on ne sait rien de son éducation, de ses diplômes, sans parler des formations continues qu'il est susceptible d'avoir reçues, ce qui appauvrit sensiblement l'analyse des salaires que l'on peut mener. De même, on ne sait rien de sa situation matrimoniale, de l'activité et du revenu de son conjoint, des enfants qu'il a et qu'il élève ou a élevés, toutes variables essentielles pour comprendre les choix d'activité des individus et notamment des femmes. Enfin, le panel DADS ne comporte pas d'information sur les « trous » observés dans les carrières des individus. Or, lorsque l'on veut, par exemple, connaître les carrières ouvrières, les disparitions du fichier des DADS peuvent correspondre aussi bien à une mise à son compte – cas fréquent dans le bâtiment ou les métiers de bouche – qu'à un passage par le chômage dont les conséquences sont évidemment très différentes

pour l'individu. L'on pourrait mentionner d'autres variables utiles pour l'analyse. Celles citées sont certainement parmi les plus importantes et c'est maintenant sur l'enrichissement de cette base de données unique que l'effort doit porter. Il n'est certainement pas hors de portée : certaines de ces informations existent par ailleurs et devraient pouvoir être mobilisées dans les limites autorisées par la Commission Nationale Informatique et Libertés. Peut-être, quand on disposera d'une version ainsi enrichie du panel, aboutira-t-on à des résultats très éloignés de ceux de Malik Koubi. Une telle base de données pourrait sans nul doute alimenter utilement les travaux de l'ensemble de la communauté scientifique, et les pouvoirs publics pourraient ainsi être informés plus exactement des effets de leurs politiques.

Francis Kramarz

Département de la Recherche,
Crest-Insee

BIBLIOGRAPHIE

- Abowd J.M., Kramarz F. et Margolis D.N. (1999)**, « High Wage Workers and High Wage Firms », *Econometrica*, n° 67, pp. 251-333.
- Abowd J.M., Kramarz F. et Roux S. (2004)**, « Wages, Mobility, and Firm Performance: An Analysis Using Matched Employee and Employer Data from France », *mimeo*, Crest.
- Barge M. et Payen J.-F. (1981)**, « Vieillissement et salaire : une optique individuelle », *Économie et Statistique*, n° 139, pp. 3-16.
- Baudelot C. (1982)**, « L'évolution des salaires : une approche nouvelle », *Économie et Statistique*, n° 149, pp. 3-12.
- Bayet A. (1996)**, « Carrières continues, carrières incomplètes et salaires », *Économie et Statistique*, n° 299, pp. 21-36.
- Beffy M., Kamionka T., Kramarz F. et Robert C. (2004)**, « Job Mobility and Wages with Worker and Firm Heterogeneity », *mimeo*, Crest.
- Buchinsky M., Fields G., Fougère D. et Kramarz F. (2003)**, « Ranks or Francs: Earnings Mobility in France, 1967-1999 », *document de travail*, n° 3937, CEPR.
- Buchinsky M., Fougère D. et Kramarz F. (1998)**, « La mobilité salariale en France : 1967-1987 », *Revue Économique*, vol. 49, pp. 879-890.
- Cahuc P., Postel-Vinay F. et Robin J.-M. (2004)**, « Wage Bargaining with On-the-Job Search », *mimeo*, Crest.
- Guillot Y. (1988)**, « Les carrières salariales en France de 1967 à 1982 », *Économie et Statistique*, n° 210, pp. 13-20.
- Guillot Y. et Sevestre P. (1994)**, « Estimations de fonctions de gains sur données de panel : endogénéité du capital humain et effets de la sélection », *Économie et Prévision*, n° 116, pp. 119-135.
- Koubi M. (2004)**, « Les trajectoires professionnelles : une analyse par cohorte », *Économie et Statistique*, n° 369-370, dans ce numéro.
- Koubi M. (2004)**, « Les carrières salariales par cohorte de 1967 à 2000 », *Économie et Statistique*, n° 369-370, dans ce numéro.
- Lollivier S. et Payen J.-F. (1990)**, « L'hétérogénéité des carrières individuelles mesurée sur données de panel », *Économie et Prévision*, n° 92-93, pp. 87-96.
- Postel-Vinay F. et Robin J.-M. (2002)**, « Equilibrium Wage Dispersion with Worker and Employer Heterogeneity », *Econometrica*, n° 70, pp. 2295-2350.
-

Les trajectoires professionnelles : une analyse par cohorte

Malik Koubi*

L'évolution des trajectoires professionnelles d'une cohorte à l'autre peut être décomposée en deux : l'effet de la cohorte elle-même, et l'effet de l'âge tel qu'il intervient en moyenne pour toutes les cohortes. Une telle décomposition est appliquée aux actifs du secteur privé.

Entre les générations 1954 et 1964, l'âge du premier emploi a reculé et la durée d'insertion s'est allongée : plus progressive, l'entrée dans la vie active s'effectue par des périodes de travail plus courtes et plus dispersées d'une cohorte à l'autre. Toutefois, la probabilité d'insertion ne diminue pas au fil des cohortes. Ces évolutions sont plus marquées pour les femmes que pour les hommes. En revanche, entre 30 et 50 ans, les femmes ont eu des carrières de plus en plus complètes au fil des générations. La contribution de ces dernières à la féminisation des emplois varie considérablement : les cohortes nées dans les années 1920 et 1950 ont, par exemple, davantage contribué à l'accroissement de l'emploi des femmes.

L'expérience demeure dans toutes les cohortes un atout majeur pour accéder aux postes d'encadrement. Cependant, l'accès au statut de cadre est plus ouvert dans certaines cohortes mieux placées que d'autres au regard des événements économiques. Par ailleurs, la promotion par le diplôme s'est partiellement substituée à la promotion à l'ancienneté, prédominante dans les générations antérieures à 1950. Les cohortes de femmes restent dans ce domaine moins favorisées que celles d'hommes.

Le commerce, les services aux particuliers ou aux entreprises sont des secteurs plus attractifs en début de carrière, surtout pour les hommes. La répartition des cohortes par secteur, très différenciée, reflète durablement le contexte conjoncturel des débuts de carrière de chaque génération. Enfin, l'effet de cohorte sur cette répartition est beaucoup plus marqué pour les femmes que pour les hommes, ce qui s'explique par leur mobilité intersectorielle plus faible.

** Malik Koubi appartient à la division Salaires et revenus d'activité de l'Insee.
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.*

La comparaison des cohortes est un sujet qui a été peu abordé dans la littérature, et souvent de manière indirecte, faute d'une grille de lecture adaptée. En effet, la stratification des salariés par leur année de naissance ne recoupe que marginalement les problématiques socio-économiques habituellement posées aux sciences humaines (cf. encadré 1), bien que l'on admette généralement que les cohortes n'ont pas eu le même destin (Chauvel, 1998). De fait, l'existence même d'une spécificité de telle ou telle cohorte est difficile à mettre en évidence : cela nécessite des données de panel pour pouvoir suivre des individus sur longue période. Les données en coupe, relatives à une date donnée, sont par nature insuffisantes pour distinguer les différences tenant à l'âge des individus de celles liées à leur date de naissance. Les études utilisant ce type de données supposent l'équivalence entre les cohortes et assimilent les différences entre les cohortes à des différences entre groupes d'âges.

Comparer des cohortes entre elles exige d'isoler un effet de cohorte pur. On cherche pour cela à combler par des procédés statistiques le fossé historique qui sépare les différentes années d'observation (effet de date) : les caractéristiques des salariés qui ont eu 20 ans en 1976 sont difficilement comparables à celles des salariés qui ont eu 20 ans en 2000. Il faut ensuite tenir compte du fait que les cohortes de salariés ne sont pas toutes observées dans la même phase de leur cycle de vie, tout au long duquel les caractéristiques des salariés qui composent une même cohorte se modifient (effet d'âge). Il s'agit alors de retrouver la structure permanente des cohortes derrière les évolutions dues au cycle de vie. Enfin, pour être complète, toute comparaison des cohortes doit embrasser une partie assez importante des parcours individuels. Comparer les cohortes nécessite donc de disposer d'un recul historique suffisant et de pouvoir suivre les individus sur une longue période. La fusion des données issues des DADS de 1967 à 2000 permet de suivre un échantillon au 1/25^e de salariés du secteur privé. Grâce à ce panel, il est possible de distinguer les différences liées à l'âge de celles liées à la cohorte d'appartenance (cf. encadré 2).

Au-delà des effets de date, qui témoignent de l'évolution générale du marché du travail, et une fois contrôlés les effets d'âge, synonymes de cycle de vie, il apparaît d'importantes analogies entre les parcours professionnels des salariés d'une même cohorte. Ceux-ci semblent animés d'un mouvement commun et original qui les

distingue des parcours suivis par les salariés des autres cohortes. La stratification par la cohorte d'appartenance apparaît dès lors statistiquement fondée car elle explique une partie significative des différences entre les salariés. De fait, les cohortes ont connu des parcours différents, disparités qui apparaissent particulièrement marquées à certains moments du cycle de vie.

Ainsi est-il possible d'isoler certains « effets de cohorte » qui ont modifié de manière significative le déroulement de la carrière professionnelle d'une génération à l'autre : la date d'entrée dans la vie active, la durée de la période d'insertion, l'accès à des postes de responsabilité ou la préférence pour certains secteurs d'activité peuvent avoir changé d'une cohorte à l'autre. Il est également possible d'isoler l'effet de l'âge tel qu'il intervient « en moyenne » pour l'ensemble des cohortes : l'accès à des postes de responsabilité, mais également la préférence pour certains secteurs d'activité ou pour une activité à temps partiel, peuvent être spécifiques à certains moments du cycle de vie, cela quelle que soit la cohorte.

Effets de date, d'âge et de cohorte

La deuxième partie du XX^e siècle a vu les caractéristiques du marché du travail changer au moins autant que pendant le siècle précédent (Marchand et Thélot, 1997). Les « trente glorieuses », avec un taux de croissance et une ascension sociale et professionnelle sans précédents, apparaissent encore aujourd'hui comme une période privilégiée. Pour autant, la période qui suit, si elle a été moins faste, n'en a pas moins apporté son lot de changements. Pour suite de la tertiarisation de l'économie, mutations de l'emploi industriel, puis entrée en force des formes particulières d'emploi, tous ces éléments ont remodelé les traits du marché du travail en France en direction d'une société postindustrielle dont Bell avait pressenti la venue (Bell, 1973). Entre ces deux périodes, une rupture dans le rythme des transformations apparaît nettement dans la seconde partie des années 1970, marquée par une baisse durable du taux de croissance de l'économie. La période étudiée, qui va de 1967 à 2000, est donc d'autant plus riche qu'elle chevauche des environnements économiques radicalement différents.

On suit le parcours de salariés issus d'un échantillon au 1/25^e des déclarations annuelles de données sociales (DADS) (cf. encadré 2). Les données utilisées couvrent la période allant de 1967 à 2000 (1). Les principales variables observées

LA COMPARAISON DES COHORTES : DES APPROCHES INDIRECTES À UN HORIZON INTERTEMPOREL

Les concepts économiques n'existant pas en dehors des instruments et des données qui servent à les mettre en évidence, c'est la disponibilité plus importante de données longitudinales sur longue période ainsi que l'élaboration de techniques statistiques pour les exploiter qui a suscité un intérêt croissant pour les thématiques axées sur la comparaison des cohortes. Ce type d'étude nécessite en effet des données permettant de suivre des générations d'individus sur longue période et il est de ce fait longtemps resté cantonné au domaine de la démographie. L'idée confuse que les individus d'une même cohorte partagent une communauté de destins se « lit » en effet déjà sur les pyramides démographiques. Si elles ne constituent pas à proprement parler une catégorie, les cohortes apparaissent avec des spécificités qui en font des groupes distincts. Les analyses historiques mettent, quant à elles, en évidence des effets de génération dans l'accession aux postes de responsabilité à la faveur d'événements historiques importants. Ainsi, en France, les anciens membres des réseaux de résistants ont pris une part active dans la refonte des institutions puis dans la vie économique et sociale du pays.

La réalité économique que constituent les cohortes a d'abord été abordée de manière indirecte, en relation avec le cycle de vie. Plusieurs théories et des faits stylisés expliquent d'ailleurs l'importance de l'âge dans la rémunération et le statut d'un salarié. La théorie du capital humain (Mincer, 1958) met l'accent sur l'arbitrage qu'effectue le salarié entre emploi, synonyme de revenus immédiats, et investissement en capital humain, générateur de revenus futurs. Mincer montre que le salarié a intérêt à concentrer son effort de formation vers le début de la carrière, ce qui confère à son profil salarial une forme particulière : le salaire croît rapidement en début de carrière, pour ralentir progressivement jusqu'en fin de carrière. L'ancienneté dans l'entreprise, assimilable à un capital spécifique, est elle-même corrélée à une plus grande productivité du salarié et la théorie des contrats implicites met, quant à elle, l'accent sur le contrat de longue période que l'entreprise noue avec ses salariés, et qui la conduit à aménager une progression institutionnalisée des salaires, qui atténue la concavité des profils salariaux.

Pour Welch (1979), les travailleurs d'âge différents sont imparfaitement substituables, certaines fonctions d'encadrement étant réservées aux salariés les plus âgés. Les salariés appartenant à des cohortes différentes ne se disputent pas en réalité les mêmes postes. Cela détermine une segmentation par l'appartenance à la cohorte qui s'ajoute aux segmentations horizontales, notamment sectorielles, que les économistes utilisent d'ordinaire (Doeringer et Piore, 1971). Berger (1989) constate quant à lui, sur données américaines, un effet de la taille des cohortes sur la qualification, particulièrement sensible chez les salariés des générations du *baby-boom*. Dans les cohortes les plus nombreuses, la baisse du rendement apparent du diplôme, qui résulte d'une plus grande offre de travail

qualifié, conduirait les cohortes plus nombreuses à faire moins d'investissements en formation. Elles ont de ce fait des profils de carrière plus plats. L'interaction entre les salariés appartenant à une cohorte nombreuse serait dans ce contexte de nature plus concurrentielle que dans les cohortes creuses où une logique de coopération pourrait prévaloir. Dans les cohortes nombreuses, il existerait une plus grande dispersion des parcours individuels. En France, où le phénomène du *baby-boom* est de moindre ampleur qu'aux États-Unis, les différences de niveau de qualification entre les cohortes ont plutôt, comme le note Chauvel (1998), des origines historiques, deux grandes vagues ayant marqué l'accès des générations des « trente glorieuses » à l'enseignement secondaire, puis à l'enseignement supérieur. La conjoncture a, quant à elle, joué un rôle important pour les cohortes entrantes à travers le rendement du diplôme (Baudelot et Glaude, 1989) et le phénomène de déclassement (Forgeot et Gautié, 1997 ; Tomasini et Nauze-Fichet, 2002).

Les études les plus récentes mettent l'accent sur l'unité que constitue la carrière d'un individu, qu'elles approchent dans un cadre intertemporel. Le salaire d'un individu une période donnée est en effet fortement corrélé à celui des périodes précédentes et aux caractéristiques passées de la carrière, si bien que l'horizon pertinent ne se limite pas à la période courante, mais doit se comprendre en référence à une partie du cycle de vie. Il en va d'ailleurs ainsi de nombreux comportements économiques. En environnement incertain, le lien entre revenu courant, revenu permanent et consommation dépend d'une manière déterminante du degré d'incertitude sur les revenus, et donc indirectement de la dynamique du salaire et de son instabilité. La théorie du revenu permanent de M. Friedman souligne que les choix des salariés en matière de consommation et d'épargne prennent en compte leurs revenus de plusieurs périodes, mais la variabilité du salaire peut décourager à court terme les investissements et conduire à la constitution d'une épargne de précaution. L'épargne des ménages dépend de leur âge selon une stratégie qui s'étale sur le cycle de vie, les ménages tendant à lisser leur consommation tout au long du cycle de vie. Ils s'endettent quand ils sont jeunes, leurs revenus étant alors faibles et leur besoin d'investissement important. Ils dégagent en deuxième partie de carrière une capacité de financement quand ils ont remboursé leurs emprunts et que certaines dépenses comme celles d'éducation ont disparu. En fin de vie, ils ont, en moyenne, tendance à désépargner, bien qu'on note une importante hétérogénéité de comportement vraisemblablement liée aux objectifs d'accumulation qu'ils se fixent (Laferrère et Verger, 1993).

La dynamique du salaire et son instabilité jouent un rôle fondamental sur le comportement des agents, en influençant leurs anticipations. Les décisions de participation ou de retrait du marché du travail, et plus généralement de mobilité, dépendent par exemple des perspectives de revenus escomptés. En France, Chauvel (1998) insiste ainsi pour ce qui est des cohortes



chaque année sont le salaire net imposable, la durée travaillée dans l'année exprimée en nombre de jours (2), la catégorie sociale, la condition d'emploi et des indications géographiques et sectorielles. L'effectif comprend au total 1 780 000 salariés, dont 750 000 femmes et 1 030 000 hommes, et 31 points annuels. Cette source statistique couvre la plus grande partie de l'emploi salarié, à l'exception toutefois des sala-

riés de la fonction publique. Elle ne comporte pas non plus les travailleurs indépendants et les demandeurs d'emploi.

1. Les années 1981, 1983 et 1990 manquent dans les fichiers des DADS, en raison de la coïncidence de ces années avec le traitement des recensements de la population.
2. Le nombre d'heures travaillées dans l'année n'est disponible que depuis 1993.

Encadré 1 (suite)

tes nées après 1950 sur les conséquences irréversibles que peuvent avoir les difficultés d'insertion que certains jeunes ont connues, et dont les effets sont déjà visibles quelques années plus tard. Quant à Roux et Le Minez (2001), ils montrent que les caractéristiques du premier emploi perdurent au cours de la carrière et influencent la suite des salaires futurs. La conjoncture du marché du travail au début de la carrière marque ainsi durablement le devenir des cohortes et leur structure. Les données de panel contribuent à enrichir cette approche intertemporelle des carrières.

Les travaux cherchant à évaluer l'impact du diplôme ou de l'expérience font ainsi une large part à la nécessité de contrôler les effets d'âge et de date, et font pour cela largement appel aux données individuelles longitudinales (Guillot et Sevestre, 1994). Ce type de données est particulièrement adapté pour évaluer les différences de carrière salariale entre les cohortes. Ainsi, Lollivier et Payen (1990) estiment des profils individuels de carrière, nets des effets de date et d'âge, sur un panel de salariés masculins du secteur privé sur une période allant de 1967 à 1982.

Encadré 2

LA DÉCLARATION ANNUELLE DES DONNÉES SOCIALES (DADS)

La déclaration annuelle des données sociales (DADS) est une formalité déclarative que doit accomplir toute entreprise employant des salariés, en application de l'article R243-14 du code de la Sécurité sociale (décret du 24 mars 1972) et des articles 87.240 et 241 de la loi 51-711 du 7 juin 1951 du code général des impôts. Dans ce document commun aux administrations sociales et fiscales, les employeurs, y compris les entreprises nationales, les administrations publiques et les collectivités locales, sont tenus de communiquer annuellement, pour chaque établissement, aux organismes de sécurité sociale et à l'administration fiscale la masse des traitements qu'ils ont versés (y compris primes d'ancienneté, heures supplémentaires, majorations de travail de nuit, avantages en nature, etc.), les effectifs employés et une liste nominative de leurs salariés indiquant pour chacun le montant des rémunérations salariales perçues. Chaque année, 30 millions de déclarations de salariés correspondant à 1,8 million d'établissements employeurs sont ainsi enregistrées.

En 2000, le champ des DADS recouvre l'essentiel des secteurs privé et semi-public. Il représente plus de 75 % des emplois salariés. Seuls les agents des organismes de l'État (titulaires ou non), les salariés de l'agriculture et de la sylviculture et les salariés du secteur des services domestiques ne sont pas couverts. Enfin, les collectivités territoriales ne sont couvertes entièrement par les DADS que depuis 1987. L'échantillon au 1/25e des DADS dont on dispose couvre les années 1967 à 2000. On n'a en outre retenu chaque année que les salariés âgés de 15 à 65 ans ayant tra-

vailé plus de 30 jours dans l'année. Au total, l'échantillon comporte plus de 15 millions d'observations, représentant plus de 2 millions de salariés suivis sur une partie plus ou moins longue de leur carrière. On a éliminé systématiquement certains secteurs d'activité : secteur des activités extraterritoriales, de la pêche (seul secteur agricole pouvant être présent dans les DADS).

On s'est en outre limité aux salariés ayant effectué l'essentiel de leur carrière dans le secteur privé, en retenant cependant pour ceux-ci les années éventuellement effectuées dans le secteur semi-public. Le champ du secteur privé est reconstitué en le distinguant du secteur semi-public. En particulier ont été éliminés du champ privé les salariés des collectivités territoriales (titulaires ou non), ceux des grandes entreprises nationales (sauf ceux de la Poste et de France Télécom), et ceux des entreprises ayant fonction d'exploitant public, des établissements hospitaliers, des établissements publics locaux sociaux et médico-sociaux, des établissements publics nationaux à compétence territoriale limitée et des établissements à caractère administratif.

Ce champ, enfin, a été rendu homogène dans le temps en considérant qu'un établissement restait dans le même secteur institutionnel sur l'ensemble de la période. Chaque établissement s'est ainsi vu attribuer son secteur d'appartenance à la date la plus récente, ce qui permet d'éviter les flux d'emploi trop importants consécutifs au changement de statut de certaines grandes entreprises nationales.

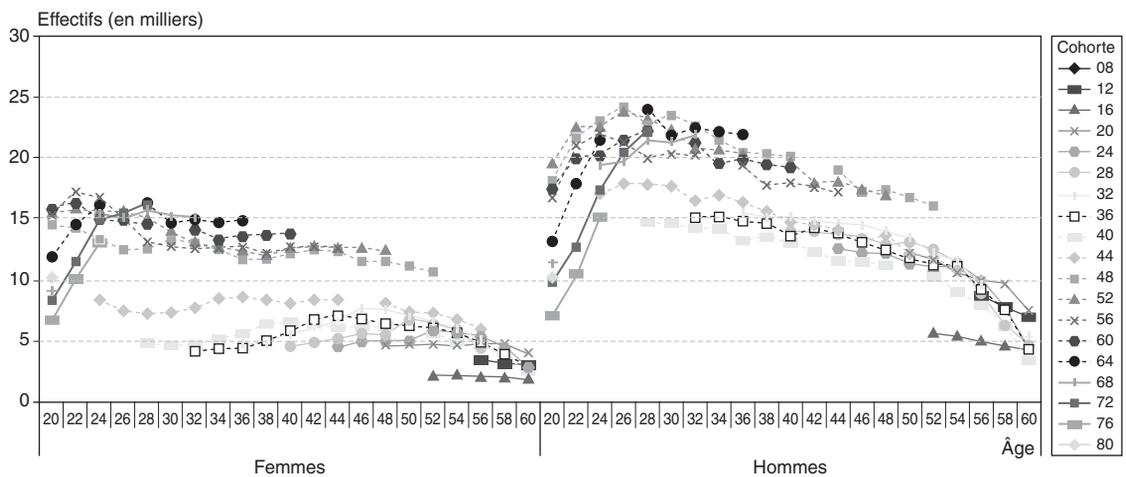
Toutes les cohortes de salariés ne sont pas observées sur la même partie de carrière. Les salariés nés en 1920 sont observés à partir de l'âge de 47 ans tandis que ceux qui sont nés en 1970 sont observés jusqu'à l'âge de trente ans. Le graphique I récapitule pour certaines cohortes l'effectif des salariés de l'échantillon présents à chaque âge. Il montre qu'à l'intérieur même des cohortes, des mouvements d'entrée et de sortie existent tout au long du cycle de vie, bien qu'ils soient plus marqués en début et en fin de carrière. La probabilité de présence des salariés est au plus haut vers l'âge de trente ans avec des disparités selon l'année de naissance (les salariés des cohortes récentes entrent plus tard sur le marché du travail) et le sexe. La taille des cohortes augmente par ailleurs nettement entre la cohorte née en 1944 et celle née en 1952 et la part des femmes augmente continûment au fil des cohortes, mais de manière plus marquée pour certaines d'entre elles.

Comparer des cohortes de salariés toutes choses égales par ailleurs nécessite par conséquent d'identifier et de contrôler, en plus des caractéristiques habituelles des individus, les effets de date et d'âge. Les effets de date modélisent l'évolution annuelle des principales variables caractérisant l'emploi des salariés : structure par catégorie socioprofessionnelle, condition d'emploi, secteur d'activité, etc. Tenir compte de cette évolution est nécessaire en dehors des situations de croissance équilibrée. Cela permet de séparer, dans l'évolution de la structure des cohortes, la composante commune à l'ensemble

des salariés de celle qui est spécifique à telle ou telle cohorte. Une telle démarche est d'autant plus importante que le contexte économique a subi d'importantes modifications sur la période, et que les concepts qui décrivent la réalité socio-économique ont également évolué. Le parcours de chaque cohorte sera ainsi évalué en écart au « tapis roulant » qui entraîne l'ensemble des salariés. L'effet d'âge se comprend, quant à lui, comme le profil de carrière moyen des salariés : compte tenu de son expérience, un salarié a plus de chances d'occuper un poste d'encadrement, ou de se trouver dans tel ou tel secteur. L'effet d'âge modélise les transformations qui se produisent tout au long du cycle de vie professionnel au sein même des cohortes.

Les données en coupe n'offrent pas la perspective historique nécessaire pour capter l'ensemble des effets dont résulte l'évolution de la structure d'une cohorte donnée. Faute de pouvoir suivre les individus dans le temps, les études ayant recours à ce type de données estiment par exemple les effets de l'âge en mesurant les écarts de salaire entre individus d'âges différents. Ce faisant, elles assimilent les individus présents l'année de l'étude à autant de clichés d'une même cohorte pris à des dates différentes, ce qui engendre un biais dans l'estimation du rendement de l'âge (cf. encadré 3 et schéma). Le contrôle des effets de date et d'âge nécessite en effet plusieurs années d'observation. Pour comparer les cohortes, Baudelot et Gollac (1995) utilisent le salaire réel comme mesure du pouvoir d'achat. Cette notion est comparable

Graphique I
Effectifs de quelques cohortes



Lecture : au sein de la cohorte de salariés de l'échantillon née en 1960, un peu moins de 20 000 hommes sont présents à l'âge de 34 ans (soit en 1984).
Champ : salariés ayant effectué l'essentiel de leur carrière dans le secteur privé.
Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

entre deux dates différentes. Afin d'éliminer l'effet de l'âge, ils comparent les cohortes au même âge (30 ans). Les données de panel utilisées ici offrent de ce point de vue des possibili-

tés bien supérieures car elles permettent d'estimer de manière très précise les effets de date, d'âge et de cohorte, afin d'en déduire des différences significatives entre les cohortes.

Encadré 3

EFFETS DE DATE, D'ÂGE ET DE COHORTE

Lorsqu'on compare les caractéristiques de deux cohortes observées à des moments différents, on doit prendre en compte le fait qu'on ne les observe pas à la même date ni dans la même phase de leur cycle de vie. Ces deux effets ont en effet une incidence importante sur les caractéristiques des salariés d'une cohorte donnée, caractéristiques dont l'évolution suit à la fois le trend de l'économie (la part des cadres augmente) et celui du cycle de vie (une cohorte comporte plus de cadres en fin de cycle qu'en début). Ce n'est qu'à condition de contrôler ces deux facteurs que l'on peut mesurer des différences essentielles entre les cohortes (l'effet cohorte pur, qui indique que telle cohorte a comporté toutes choses égales par ailleurs plus de cadres que telle autre cohorte).

Cette décomposition entre effets de date, d'âge et de cohorte n'est possible qu'à condition de disposer de données de panel, grâce auxquelles on suit les mêmes individus sur plusieurs années. Les modèles utilisant uniquement des données en coupe (qui mobilisent des données relatives à une seule année) ont implicitement recours à des hypothèses de stationnarité fortes pour éliminer l'effet de date. Elles postulent en outre l'équivalence des cohortes, puisque les données relatives aux individus des différentes cohortes présents à la date de l'étude sont traitées comme s'il s'agissait des mêmes individus observés à différents moments de leur carrière. Ces hypothèses conduisent parfois à des paradoxes. En coupe par exemple, sans qu'aucune des cohortes présentes n'ait jamais vu décroître son salaire, et pour peu que les jeunes cohortes aient eu des carrières plus favorables que leurs aînées, on peut avoir l'illusion que le salaire nominal décroît avec l'âge (cf. schéma). L'effet que l'on attribue à l'âge lorsqu'on fait une étude en coupe est la résultante d'un effet d'âge pur positif et d'un effet de cohorte très négatif. Par nature, les données en coupe ne sont pas assez riches pour opérer une distinction entre les deux effets. La seule manière de calculer un véritable effet de l'âge est de comparer le salaire d'une même cohorte à des âges différents. Il est nécessaire pour cela de disposer de données de panel qui permettent de suivre les individus sur une longue période, ou tout au moins de pseudo-panel permettant de suivre des individus aux caractéristiques proches, possibilité dont l'*Enquête Emploi* de l'Insee offre l'exemple.

L'intérêt de ce type de données pour analyser les profils de gains au cours du cycle de vie a été maintes fois souligné (Sevestre et Guillotin, 1994). Les données de panel permettent d'isoler les effets d'âge, de date et de cohorte, les modifications de l'environnement qui affectent de la même manière les différentes cohortes et de mettre en évidence de réelles différences entre celles-ci. Grâce aux données longitudinales, on peut aussi multiplier les éléments de comparaison entre les

cohortes, en incluant parmi ces critères non seulement le niveau des carrières salariales, mais aussi leur forme et l'instabilité du revenu. La reconstitution de carrières individuelles permet aussi de mesurer l'importance de la mobilité, notamment professionnelle, au sein de chaque cohorte.

La structure permanente des cohortes

La décomposition de l'évolution des cohortes selon ces trois effets permet de définir la structure permanente de chaque cohorte, qui caractérise cette cohorte indépendamment du moment où on l'observe.

Soit un aspect particulier de la structure des cohortes : la proportion de salariés n'exerçant pas leur activité à temps plein. On note $p(c,a,t)$ la proportion de salariés de la cohorte c n'exerçant pas leur activité à temps plein parmi les salariés de la cohorte c observés à l'âge a . La prise en compte de l'effet de date consiste à corriger cette structure par la structure globale de l'économie. Si on note $p(\dots,t)$ la proportion de salariés de la cohorte c n'exerçant pas leur activité à temps plein dans l'ensemble de l'économie, la correction consiste à considérer plutôt la quantité

$$\hat{p}(c,a,a+c) = p(c,a,a+c) - p(\dots,t)$$

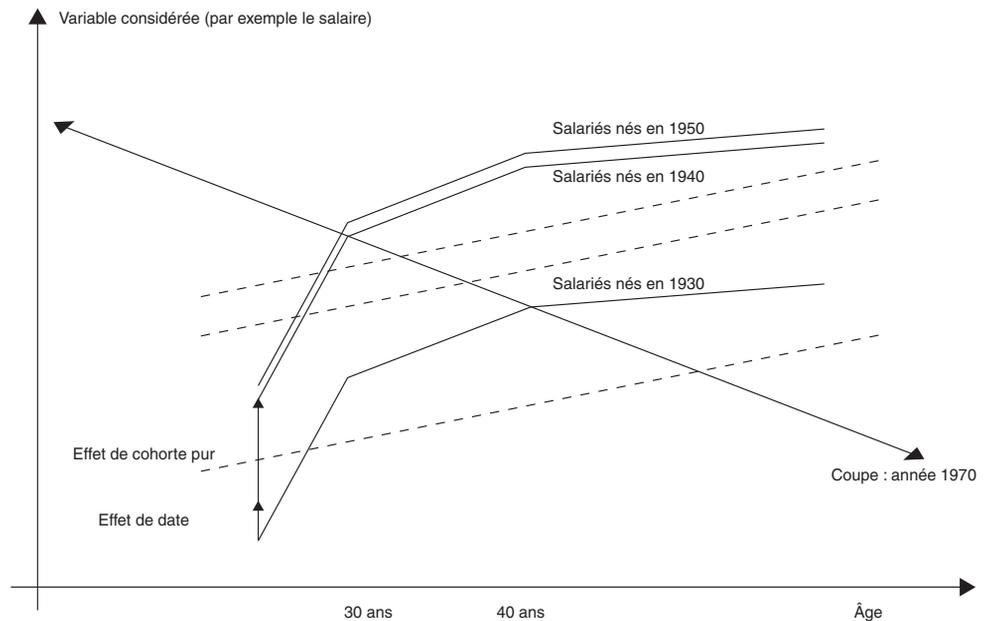
La proportion $\hat{p}(c,a,a+c)$ évolue d'autre part avec l'âge sous l'effet de la mobilité des salariés qui changent de statut. Pour une cohorte donnée, elle est plus élevée en début et en fin de carrière qu'en milieu de carrière : le profil par âge $\hat{p}_c(a) = \hat{p}(c,a,a+c)$ a grossièrement la forme d'un U pour la plupart des cohortes, ce qui signifie qu'une partie importante des salariés passe d'une activité non à temps plein à une activité à temps plein en début de carrière et qu'une autre partie fait le chemin inverse en fin de carrière. Pour traiter l'effet d'âge, on postule donc ensuite que la quantité $\hat{p}_c(a)$ se décompose en une évolution par âge commune à toutes les cohortes d'une part et une composante permanente propre à la cohorte c : sa structure « permanente » $sp(c)$:

$$\hat{p}(c,a,a+c) = sp(c) + pa(a)$$

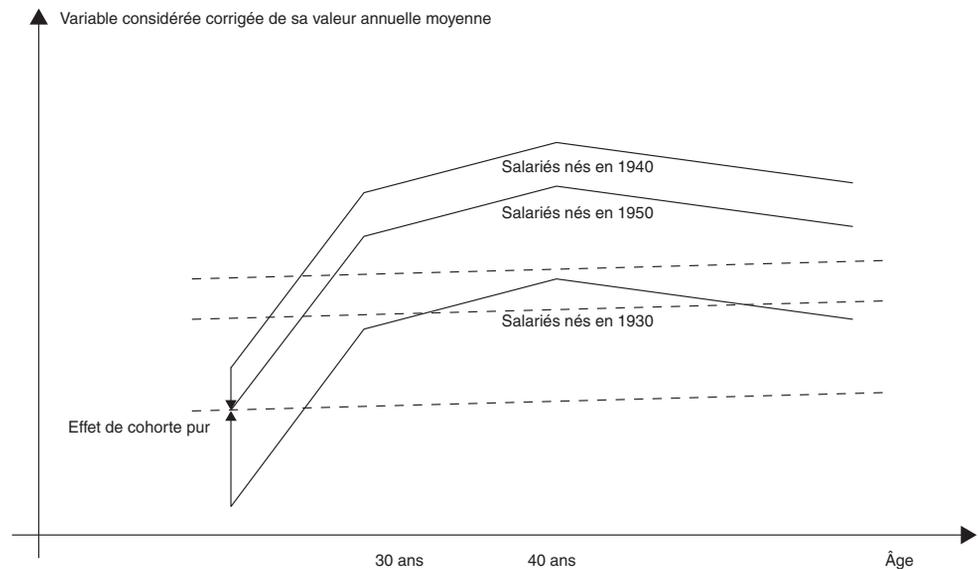
Cette hypothèse permet d'abord d'évaluer l'effet d'âge moyen $pa(a)$, qui donne un modèle général de la façon dont évolue la structure de chaque cohorte. Celui-ci, évalué dans le cas de la part des salariés non à temps plein, est représenté par le graphique VIII-A. D'autre part, la modélisation ainsi spécifiée permet de calculer la structure permanente de chaque cohorte, notée $sp(c)$. Celle-ci, définie comme la structure de la cohorte, corrigée des effets de date et d'âge, indique ce que la cohorte c a de structurellement spécifique (cf. graphique VIII-B).

Schéma
Effets de date, d'âge et de cohorte

A - Les trois effets



B - Effet de cohorte pur



Lecture : les courbes concaves du schéma A représentent pour trois générations de salariés (ceux nés en 1930, 1940 et 1950) l'évolution avec l'âge d'une variable, le salaire par exemple (ce pourrait être toute autre variable décrivant la structure de la cohorte à un âge fixé, comme la part des cadres). Pour une cohorte donnée, cette évolution résulte de la composition de deux effets. L'effet de date reflète la croissance du salaire moyen de l'économie. C'est le « tapis roulant » qui entraîne l'ensemble des salaires. Pour la clarté de l'exposé, le salaire moyen est supposé croître à un rythme constant représenté par les lignes discontinues parallèles. L'effet de l'âge, qui s'ajoute au premier, modélise les variations du salaire propres au cycle de vie de la cohorte. Ce profil par âge est supposé le même pour toutes les cohortes. D'une cohorte à l'autre s'ajoute un troisième effet qui mesure la spécificité de chaque cohorte, un effet cohorte pur indépendant de l'âge et de la date auxquels la cohorte est observée. C'est ce qui peut être appelé le salaire « permanent » d'une cohorte. Ainsi, la différence entre les salaires moyens des cohortes 1930 et 1940, évaluée à un âge fixé (20 ans par exemple) est par définition nette des effets de l'âge. Elle comprend un effet de date égal à la progression du salaire moyen durant les 10 années qui séparent les deux dates d'observation (petite flèche). Le restant de la différence est un effet de cohorte pur (grande flèche). Il témoigne de caractéristiques propres à chaque cohorte, comme l'évolution des qualifications. Pour estimer cet effet de cohorte pur, il suffit d'annuler l'effet de date en corrigeant le salaire de sa valeur annuelle moyenne. C'est ce qui est fait dans le schéma B, dans lequel les lignes discontinues sont devenues horizontales. L'effet de la cohorte, largement positif entre la cohorte 1930 et 1940, devient négatif entre la cohorte 1940 et 1950. Il y a une baisse du salaire permanent entre ces deux dernières cohortes.

Cette décomposition en effets de date, d'âge et de cohorte n'est possible qu'à l'aide de données de panel. Il existerait par exemple un biais à estimer l'effet d'âge sur données en coupe. Ainsi, si on dispose seulement d'observations relatives à l'année 1970, la cohorte 1930 est observée à l'âge de 40 ans et la cohorte 1940 à l'âge de 30 ans (double flèche du schéma A). Dans cette vue partielle, le salaire semble paradoxalement décroître entre 30 et 40 ans, sans qu'aucune de ces cohortes n'ait pourtant jamais vu son salaire décroître !

L'âge du premier emploi s'accroît entre les générations 1954 et 1964

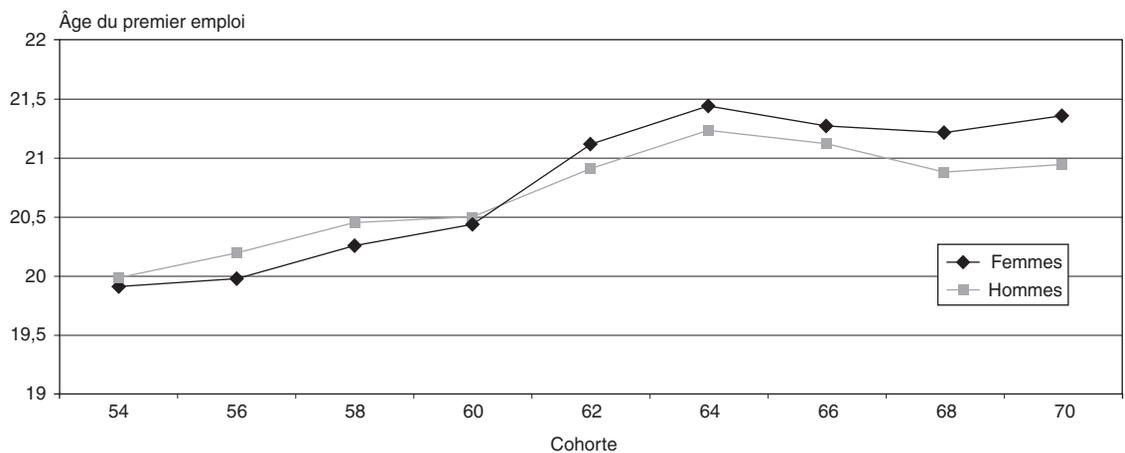
Étape importante de la carrière professionnelle, la phase d'insertion a des répercussions durables sur la suite de la vie professionnelle. Les conditions d'entrée dans celle-ci et les difficultés éventuelles qu'a connues le salarié, si elles peuvent s'atténuer avec le temps, ne disparaissent le plus souvent pas totalement et elles marquent durablement le devenir professionnel. En outre, les caractéristiques individuelles inobservées au premier salaire agissent sur la probabilité ultérieure d'être en emploi ainsi que sur les salaires futurs des jeunes entrants (Le Minez et Roux, 2001). La période d'insertion est définie, dans ce qui suit, comme celle qui s'écoule entre le premier emploi et le premier emploi de plus de six mois. Ce seuil est généralement jugé un

indice suffisant de la stabilité de l'emploi et d'une insertion réussie sur le marché de l'emploi. Une fois passée cette période critique, l'insertion sur le marché de l'emploi a de fortes chances d'être durable (Topel et Ward, 1992).

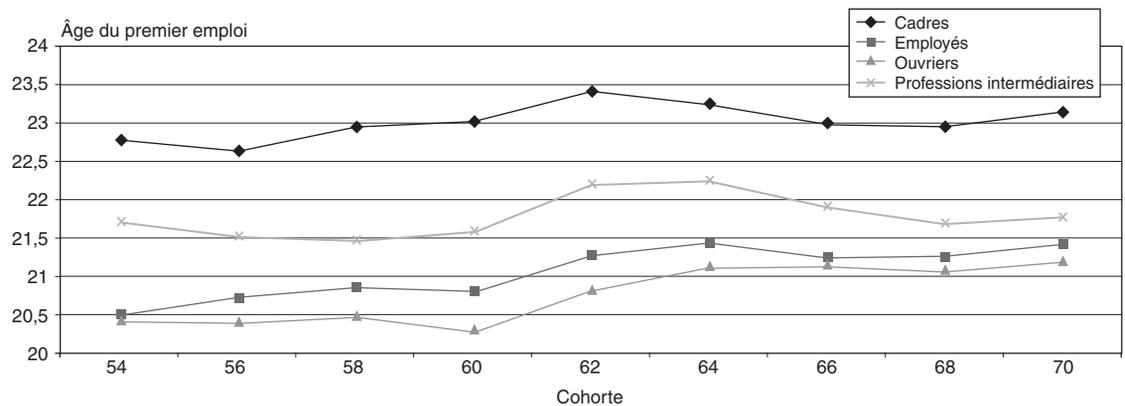
L'âge moyen au premier emploi, pour être comparable d'une cohorte à l'autre, doit être calculé sur des champs eux-mêmes comparables. C'est pourquoi on ne retient dans chaque cohorte que les salariés observés pour la première fois avant l'âge de 30 ans. Sans ce filtrage, l'âge moyen d'entrée serait biaisé dans la mesure où les cohortes observées après l'âge de 30 ans auraient mécaniquement plus de chances que les autres d'admettre en leur sein des salariés entrés tardivement sur le marché du travail. La moyenne n'est donc calculée que sur le champ des salariés apparus dans les DADS avant l'âge de 30 ans. Cette

Graphique II
Âge moyen au premier emploi

A - Par cohorte et par sexe



B - Par cohorte et par catégorie socioprofessionnelle



Lecture (graphique A) : les salariés de la cohorte née en 1954 et ayant eu un emploi dans le secteur privé avant l'âge de 30 ans ont débuté leur carrière en moyenne à l'âge de 20 ans. Cet âge moyen dépend de la catégorie socioprofessionnelle (graphique B) : les cadres débutent par exemple en moyenne à un peu moins de 23 ans.

Champ : salariés du secteur privé ayant eu un premier emploi avant 30 ans.

Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

moyenne de l'âge d'entrée, sachant que le salarié est entré sur le marché de l'emploi avant 30 ans, a l'avantage d'être comparable d'une cohorte à l'autre. L'âge d'entrée sur le marché de l'emploi a sensiblement augmenté de la cohorte née en 1954 à celle née en 1970 (cf. graphiques II-A et II-B). La cohorte née en 1954 a débuté en moyenne à 20 ans, alors que la cohorte 1970 a eu son premier emploi après en moyenne 21 ans.

Parmi les salariés observés pour la première fois avant 30 ans, la sous-population des salariés ayant obtenu un emploi stable (d'une durée de plus de six mois) avant l'âge de 30 ans est utilisée pour estimer plusieurs indicateurs caractérisant les conditions d'insertion. Ces salariés ont eu leur premier emploi en moyenne six mois plus tôt que l'ensemble des salariés apparus dans le champ avant l'âge de 30 ans (cf. graphique III), avec des disparités selon la catégorie socioprofessionnelle (cf. graphique IV). L'âge d'accès moyen à un emploi stable est quant à lui passé de 20 ans et six mois pour la cohorte née en 1954, à 22 ans et six mois pour celle née en 1970. Il oscille, pour ce qui concerne les salariés nés en 1964, entre 22 ans pour les ouvriers jusqu'à 25 ans et neuf mois pour les cadres. Ces différen-

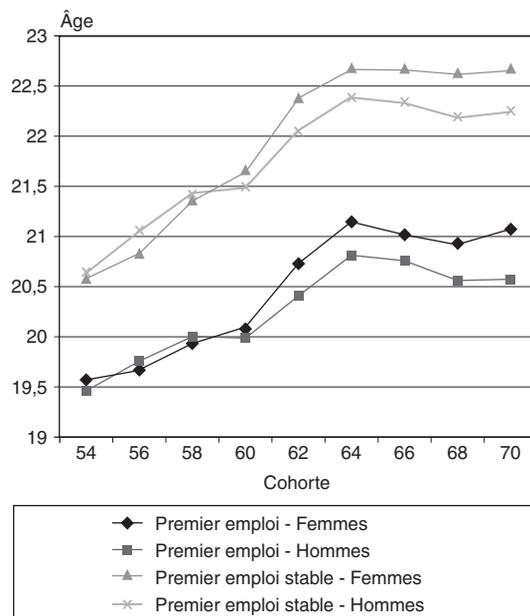
ces s'expliquent en grande partie par la longueur de la période d'insertion.

Une durée d'insertion plus longue

Comme l'âge d'entrée dans la vie active, la durée séparant le premier emploi du premier emploi de plus de six mois s'est elle aussi allongée, passant de 13 mois pour les salariés nés en 1954 à plus de 19 mois pour les salariés nés en 1962 (cf. graphique V-A). Elle s'est stabilisée pour les cohortes suivantes. À partir de la cohorte née en 1960, les femmes entrent, en moyenne, plus tard que les hommes sur le marché de l'emploi, alors que c'était l'inverse auparavant. Les cadres mettent près de trois ans avant d'obtenir leur premier emploi de plus de six mois, alors que la période d'insertion est de moins d'un an et demi pour les ouvriers (cf. graphique V-B). Les caractéristiques individuelles inobservables des salariés ont, elles aussi, un impact sur la durée d'insertion : l'écart-type de cette durée se situe en effet entre deux et trois ans pour toutes les catégories de salariés.

Plusieurs hypothèses peuvent être avancées pour expliquer l'allongement de la durée

Graphique III
Âge moyen au premier emploi et au premier emploi stable, par cohorte et par sexe

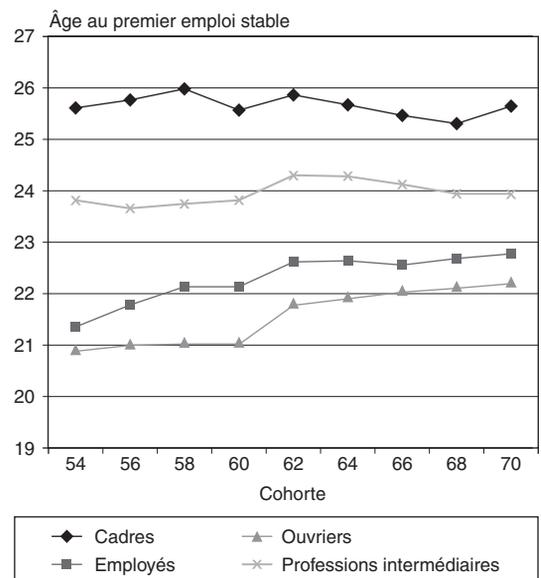


Lecture : les salariés de la cohorte née en 1954 et ayant eu un emploi stable (de plus de 6 mois) dans le secteur privé avant l'âge de 30 ans ont débuté leur carrière en moyenne à l'âge de 19 ans et demi. Ils ont eu leur premier emploi stable en moyenne à l'âge de 20 ans et demi.

Champ : salariés du secteur privé ayant eu un premier emploi stable avant 30 ans.

Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

Graphique IV
Âge moyen au premier emploi stable par cohorte et catégorie socioprofessionnelle



Lecture : les salariés cadres de la cohorte née en 1954 et ayant eu un emploi stable (de plus de 6 mois) dans le secteur privé avant l'âge de 30 ans ont eu ce premier emploi stable en moyenne un peu avant l'âge de 26 ans.

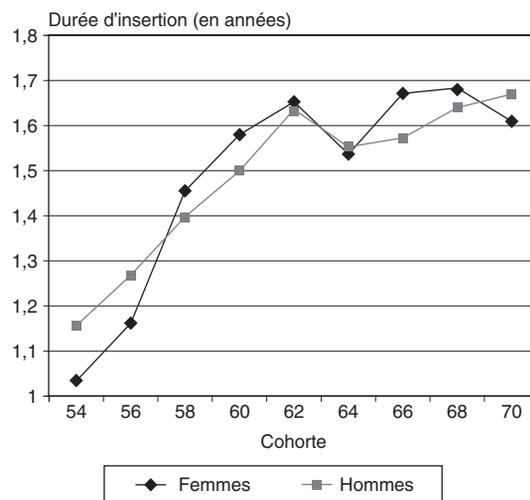
Champ : salariés du secteur privé ayant un premier emploi stable avant 30 ans.

Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

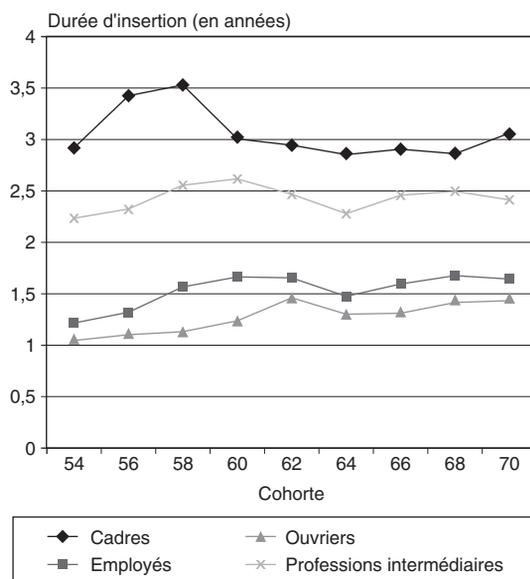
d'insertion. Certaines explications privilégient le comportement du salarié. La théorie du capital humain (Mincer, 1958) met l'accent sur l'importance croissante du temps consacré à la formation. L'allongement de la période d'insertion serait dû à la coexistence de plus en plus fréquente en début de carrière entre activité professionnelle et formation (Valdelièvre, 2001).

Graphique V
Durée d'insertion

A - Par cohorte et par sexe



B - Par catégorie socioprofessionnelle et par sexe



Lecture : la durée d'insertion est la durée moyenne entre le premier emploi et le premier emploi stable (de plus de 6 mois). Graphique A : la durée d'insertion des salariés de la cohorte née en 1958 et ayant eu un emploi stable avant l'âge de 30 ans a en moyenne été de 1,4 année pour les hommes et 1,45 année pour les femmes. La longueur de cette durée d'insertion dépend de la catégorie-socioprofessionnelle (graphique B) : elle est par exemple de 3 ans et demi pour les cadres de cette cohorte.

Champ : salariés du secteur privé ayant leur premier emploi stable avant l'âge de 30 ans.

Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

L'augmentation des qualifications s'accompagne d'ailleurs d'une plus grande mobilité en début de carrière car les salariés, disposant d'un meilleur bagage général au fil des cohortes, ont tout intérêt à expérimenter plus de postes afin de trouver celui qui met le mieux en valeur leur capital humain (3). La période d'insertion des cadres, catégorie bénéficiant d'un capital humain important, est d'environ trois ans, alors qu'elle est de moins de 18 mois pour les ouvriers. Une autre explication fait intervenir le comportement des entreprises. Une moindre demande de travail, due par exemple à d'importants gains de productivité ou à un biais en faveur du travail qualifié, aurait conduit à la constitution d'une « file d'attente pour l'emploi », les jeunes candidats attendant leur tour pour entrer sur le marché de l'emploi. Par ailleurs, les entreprises sélectionneraient plus que par le passé leurs salariés, en allongeant la période d'essai qui agirait alors à la manière d'un filtre. Enfin, la spécialisation de plus en plus poussée des postes de travail amène des difficultés accrues pour mettre en relation les postes vacants des entreprises et les salariés recherchant un emploi, comme l'atteste la coexistence plus fréquente depuis une vingtaine d'années dans les économies développées, de postes non pourvus et de demandes d'emploi non satisfaites (Blanchard et Diamond, 1989).

Cette complexification du marché de l'emploi est particulièrement sensible pour les jeunes salariés, qui, plus mobiles que les autres, subissent de manière plus importante l'évolution des mécanismes microéconomiques qui conduisent à associer demandeurs d'emploi et postes à pourvoir, mécanismes qui résultent eux-mêmes de multiples facteurs, certains d'ordre purement économique et d'autres d'ordre plus institutionnel.

La probabilité de s'insérer avant la trentaine ne diminue pas au fil des cohortes

La probabilité d'insertion peut être définie comme la proportion, parmi ceux qui ont occupé un emploi avant l'âge de 30 ans, de ceux qui ont bénéficié d'un emploi stable avant cet âge. Même s'ils mettent plus longtemps à

3. Jovanovic (1979) montre que la mobilité, par le nombre élevé de combinaisons entre salariés et postes à pourvoir (combinaisons qualifiées d'appariements) qu'elle permet d'expérimenter, dégage un surplus d'information au niveau macroéconomique (même si elle est par ailleurs génératrice de coûts dus au changement et à la recherche d'emploi). Elle est donc d'autant plus rentable que le potentiel productif du salarié est élevé, car celui-ci a d'autant plus intérêt à exprimer ce potentiel en trouvant l'emploi qui lui convient le mieux.

s'insérer, les salariés des cohortes récentes finissent plus souvent par trouver un emploi stable que par le passé. Mis à part pour les ouvriers, pour lesquels elle décroît légèrement, la probabilité d'insertion croît régulièrement, pour toutes les autres catégories socioprofessionnelles, de la cohorte 1954 à la cohorte 1970 (cf. graphiques VI-A et VI-B). *In fine*, si les jeunes salariés mettent plus longtemps que naguère

à trouver un emploi correspondant à leurs souhaits, une plus grande qualification leur donne les mêmes chances d'y parvenir. Cela n'exclut d'ailleurs pas que durant cette période, certains d'entre eux puissent être amenés à revoir à la baisse leurs prétentions professionnelles et salariales, comme semblent l'attester les travaux sur le déclassement (4).

La durée de travail en début de carrière a diminué et est plus dispersée

Plus progressive, l'entrée dans la vie active commence par des périodes de travail plus courtes. Les durées de paie moyennes par âge et par cohorte ont de fait considérablement diminué en début de carrière à partir de la cohorte née en 1956 (cf. graphique VII-A). Ainsi, à 20 ans, les salariés nés en 1954 travaillaient plus de 300 jours dans l'année en moyenne, quand ceux nés en 1980 travaillent moins de 150 jours au même âge. La diminution du nombre de jours travaillés est encore plus marquée pour les femmes.

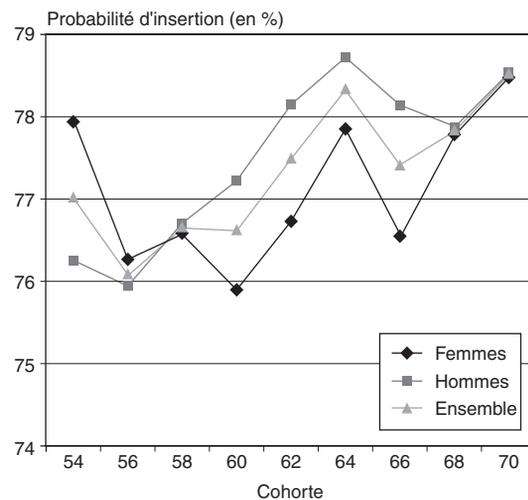
Cette diminution en moyenne de la durée de travail en début de carrière reflète des situations de plus en plus contrastées entre les individus, y compris au sein d'une même cohorte. Mesurée par le coefficient de variation de la durée de paie annuelle (cf. graphique VII-B), cette dispersion du nombre de jours travaillés dans l'année témoigne de la diversité des situations d'emploi au sein des cohortes nées après le milieu des années 1950, depuis la carrière pleine jusqu'à la succession de courtes périodes d'emploi.

Les femmes cumulent plus d'années d'activité en milieu de carrière

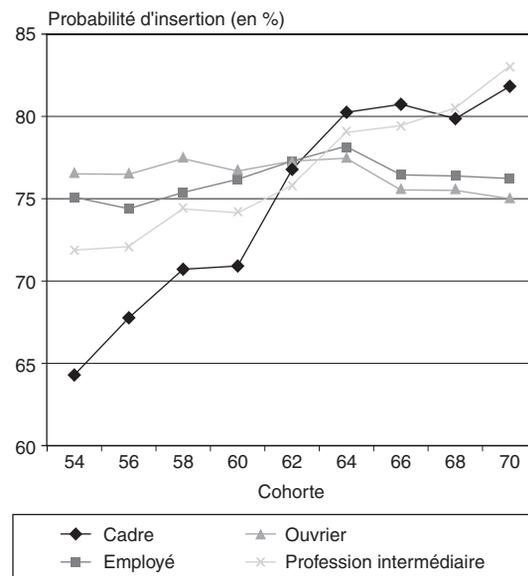
La durée d'emploi entre 20 et 30 ans diminue régulièrement d'une cohorte à l'autre, passant de huit ans et six mois à sept ans et trois mois de la cohorte 1948 à la cohorte 1970. Cela s'explique à la fois par une entrée plus tardive sur le marché du travail, et par un nombre plus important de trous de carrière. Entre 30 et 50 ans, les femmes ont eu des carrières de plus en plus complètes au fil des générations. Les femmes nées en 1938 ont ainsi travaillé un peu plus de 16 ans et demi sur cette partie de carrière, tandis que celles nées en 1950 ont travaillé un peu plus de 18 ans. L'augmentation de la durée de pré-

Graphique VI
Probabilité d'insertion par cohorte

A - Par cohorte et par sexe



B - Par cohorte et par catégorie socioprofessionnelle



Lecture (graphique du haut) : la probabilité d'insertion est la proportion, parmi les salariés qui ont occupé un emploi avant l'âge de 30 ans, de ceux qui ont bénéficié d'un emploi stable avant cet âge. Un salarié du secteur privé de la cohorte née en 1954 ayant eu un emploi avant 30 ans avait une probabilité de 77 % d'occuper un emploi stable avant 30 ans.

Champ : salariés du secteur privé ayant occupé un emploi avant 30 ans.

Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

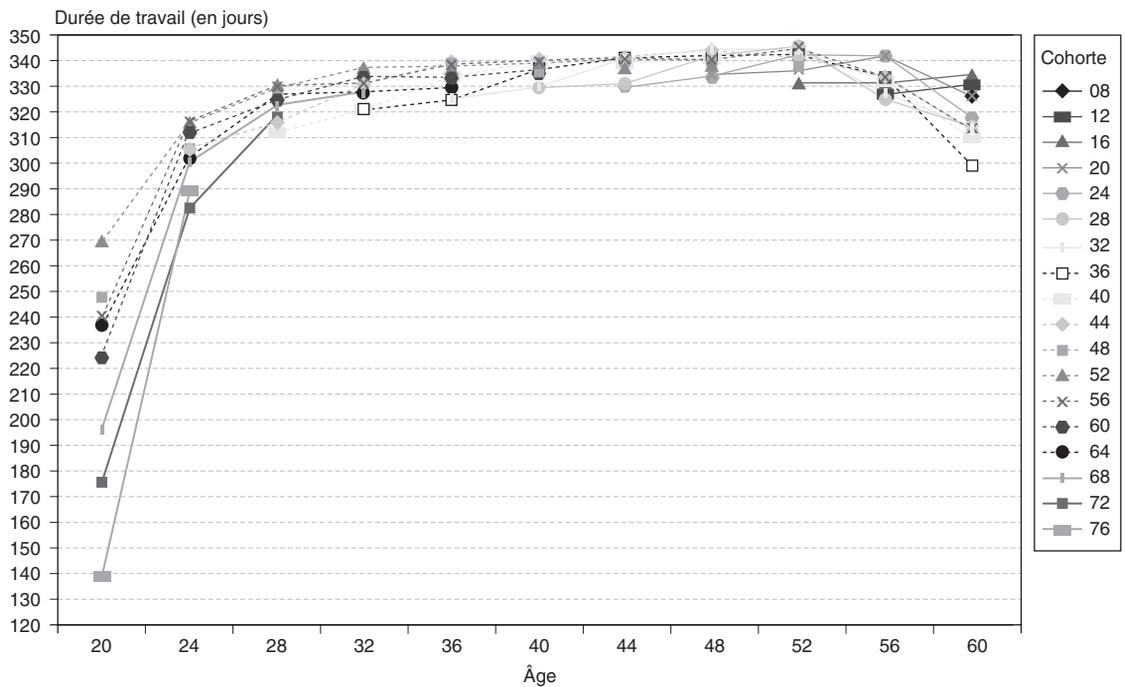
4. Voir également Malik Koubi, « Les carrières salariales par cohorte », dans ce numéro.

sence est moins nette pour les hommes. Elle passe de moins de 18 années pour la cohorte née en 1938 à un peu plus de 18 années et demi pour celle née en 1950. Entre 50 et 60 ans, la durée de

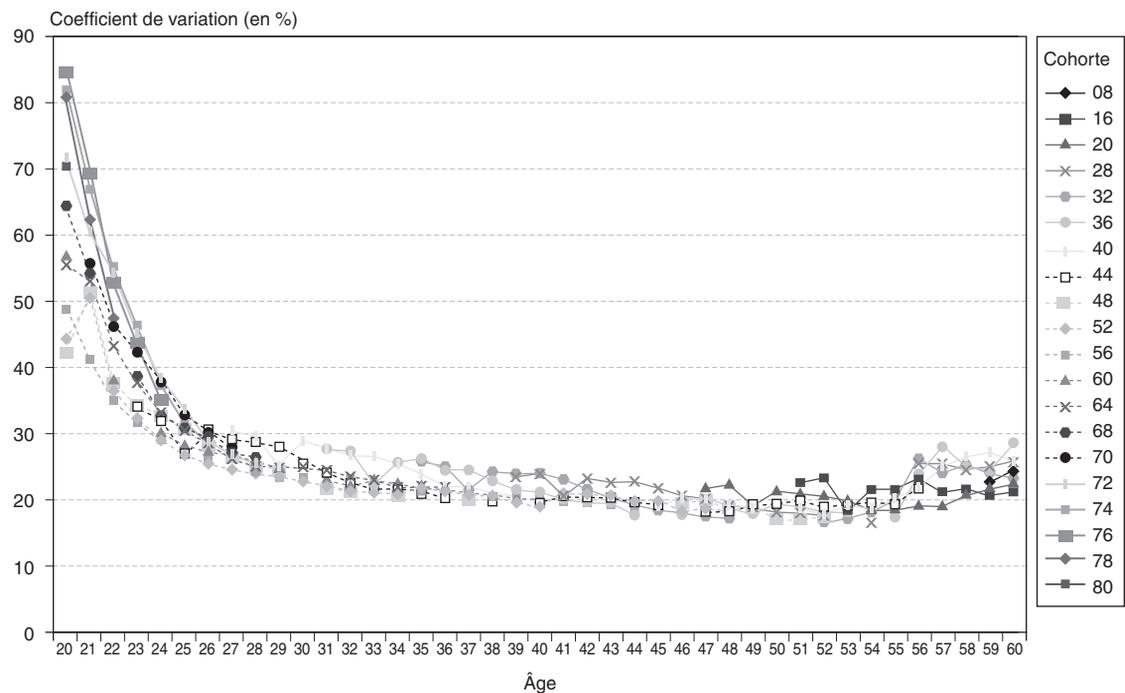
présence diminue globalement d'une cohorte à l'autre. Les salariés nés en 1918 ont travaillé 8 ans et 5 mois sur cette partie de carrière, ceux nés en 1940 ont travaillé quant à eux 7 ans et

Graphique VII
Durée de travail annuelle par âge et par génération

A - Durée



B - Coefficient de variation de la durée



Champ : salariés du secteur privé à temps plein.
Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

7 mois. La baisse est particulièrement marquée pour les cohortes nées entre 1938 et 1940 d'une part, et celles nées entre 1924 et 1930 d'autre part. Les départs anticipés à la retraite de certaines cohortes expliquent ces fluctuations. L'explication tient sans doute en partie à la structure sectorielle des cohortes, les départs en retraite étant traditionnellement plus précoces dans certains secteurs comme celui de la construction automobile. Elle tient également aux politiques publiques de préretraite pour les cohortes nées entre 1924 et 1930, qui ont été mises en place à partir de 1983, et aux dispositifs conventionnels tels que l'allocation de remplacement pour l'emploi (ARPE), mis en place progressivement dans les années 1990 et dont 7 % des salariés nés entre 1937 et 1941 ont bénéficié, selon les chiffres du Conseil d'Orientation des Retraites (COR, 2001).

La structure des cohortes évolue avec l'âge et avec la date

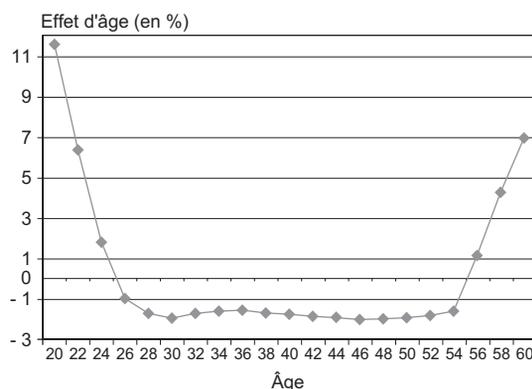
La structure d'une cohorte peut être définie comme la façon dont se répartissent les salariés qui la composent selon leurs caractéristiques individuelles : sexe, condition d'emploi, catégorie socioprofessionnelle, etc. Elle est mesurée par la part que représente telle ou telle catégorie de salariés en son sein. La structure d'une cohorte de salariés n'est pas constante et son évolution au cours du temps peut être décomposée en deux : d'une part un trend commun à l'économie dans son ensemble (effet de date),

d'autre part un profil par âge correspondant au cycle de vie au sein de la cohorte (effet d'âge) (cf. encadré 3). On a pris comme exemple, pour illustrer la structure d'une cohorte, la proportion de personnes ressortissant à cette cohorte qui n'exercent pas leur emploi à plein temps. Ce choix se justifie par un profil par âge particulièrement marqué. De plus, ce sujet marque la conscience collective présente d'une empreinte profonde : la modélisation permet de confirmer ou d'infirmier les jugements du sens commun au moyen de preuves empiriques quantitatives. On entend ici par personnes n'exerçant pas leur emploi à temps plein, non seulement les emplois à temps partiel, mais encore les autres conditions particulières d'emploi (emplois intermittents, travailleurs à domicile) (cf. graphique VIII).

Au total, en considérant l'ensemble des cohortes de salariés et en ajoutant à ces deux effets celui propre à la cohorte, trois effets peuvent ainsi contribuer à décomposer l'évolution de la proportion des salariés qui ne sont pas à temps plein dans l'économie (cf. schéma). L'effet de date rassemble les évolutions générales de l'économie. Les principaux traits de cette transformation sont connus, comme l'augmentation de la proportion de cadres et de femmes, celle des salariés n'exerçant pas leur activité à temps plein, la baisse de la proportion d'ouvriers, etc. Au sein d'une cohorte donnée, l'effet d'âge est synonyme de cycle de vie et détermine un profil d'évolution par âge de la structure de la cohorte. Enfin, d'une cohorte à l'autre, existent des différences permanentes de structure entre les

Graphique VIII
Proportion de salariés n'exerçant pas à temps plein : effet d'âge et effet de cohorte

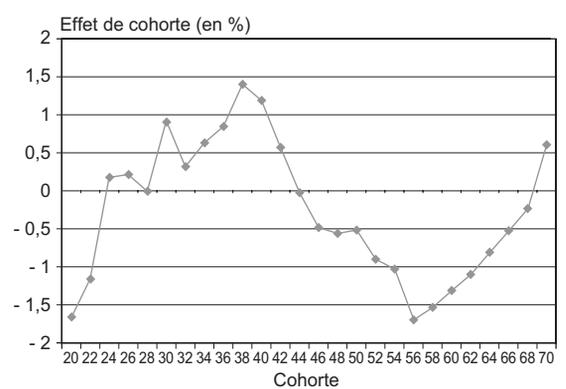
A - Effet d'âge



Lecture : dans une cohorte, en moyenne, il existe une différence de 8,3 points entre la part des salariés ne travaillant pas à temps plein (nette des effets de date) observée au moment où la cohorte a 22 ans (indice égal à 6,4) et au moment où elle a 30 ans (indice égal à -1,9).

Champ : salariés du secteur privé.
Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

B - Effet de cohorte



Lecture : la part permanente des salariés ne travaillant pas à temps plein (nette des effets de date et d'âge) dans la cohorte née en 1946 est de 1 point inférieure à cette part permanente dans la cohorte née en 1942.

Champ : salariés du secteur privé.
Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

cohortes, non explicables par les deux effets précédents. C'est cet effet cohorte pur qui constitue une mesure de la spécificité de chaque cohorte permettant d'évaluer les différences de structure entre les cohortes. Dans le cas particulier de la part des salariés n'exerçant pas leur activité à temps plein, cette décomposition aboutit à un effet d'âge en forme de « U (5) » et montre par ailleurs que certaines cohortes ont eu, à date et âge égaux par ailleurs, une proportion plus importante de salariés n'exerçant pas à temps plein en leur sein (cf. graphique VIII-B).

La structure permanente des cohortes

La prise en compte de l'effet de date consiste à corriger systématiquement la structure d'une cohorte observée à une date donnée par la structure de l'économie à cette même date. Cette opération a pour effet de purger les observations des évolutions générales de l'économie et a tendance à rapprocher les profils de chaque cohorte (cf. graphique IX-B). Elle uniformise également dans le temps la définition des concepts utilisés. Ainsi, ramener la proportion de cadres dans une cohorte à celle de l'économie dans son ensemble assure un contrôle au moins partiel de l'évolution de la définition même de cette catégorie de salariés.

Pour comparer la structure de deux cohortes, il reste à tenir compte du fait qu'elles ne sont pas observées dans la même phase de leur cycle de vie. En effet, dans le créneau d'observation (qui va de 1967 à 2000), les cohortes observées le sont sur des parties de carrière différentes. Par exemple, il n'existe aucun âge auquel on observe toutes les cohortes dont on souhaite comparer la structure et on ne peut par conséquent, dans le cadre de cette étude, appliquer la méthode de Baudelot et Gollac (1995), qui consistait à comparer les cohortes à âge fixé. Même si les données le permettaient, cette méthode comporterait d'ailleurs une autre limite, celle de ne pas tenir compte des aspects dynamiques de la carrière : les écarts de structure existant entre les cohortes à un âge donné ne préjugent en effet pas entièrement de ce qui se passe sur le reste de la carrière et ne permettent pas, en particulier, de tenir compte d'éventuels phénomènes de rattrapage propres à certaines cohortes. Pour toutes ces raisons, il est donc souhaitable d'utiliser dans l'estimation, pour chaque cohorte, l'intégralité de la partie de carrière que l'on observe.

Pour pallier l'incomplétude des données, on est amené à faire des hypothèses simplificatrices sur la forme de celles qui font défaut. L'hypo-

thèse adoptée ici consiste à supposer que la structure d'une cohorte c observée à l'âge a est la résultante d'une composante propre à la cohorte d'une part (sa structure permanente), et d'un profil moyen par âge que l'on peut évaluer sur l'ensemble des cohortes (cf. encadré 3). Ce profil par âge mesure l'évolution moyenne de la structure d'une cohorte tout au long du cycle de vie : il s'agit, par exemple, de la variation de la proportion de cadres en son sein entre le moment où les salariés de cette cohorte ont 20 ans et le moment où ils en ont 30. Dans le cas de la part des salariés ne travaillant pas à temps plein, ce profil d'âge prend la forme d'un U (cf. graphique VIII-A).

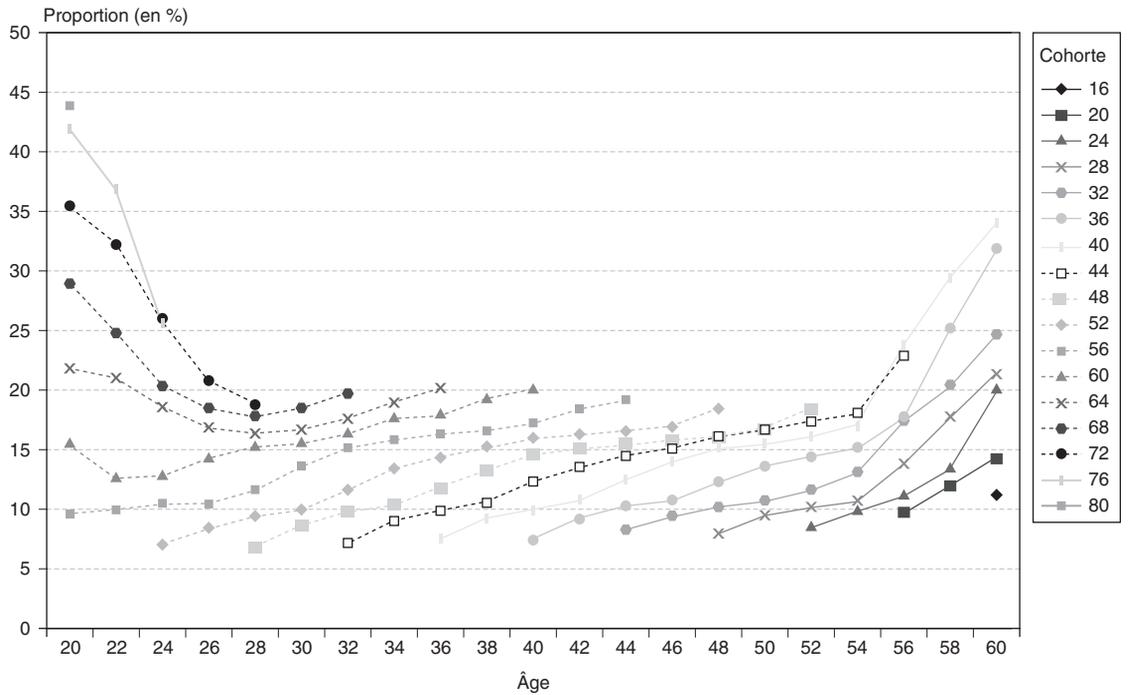
La structure permanente de chaque cohorte se définit donc comme la structure de la cohorte, corrigée des effets de date et d'âge. Elle indique ce que cette cohorte a de structurellement spécifique par rapport aux autres cohortes, et ce, indépendamment du moment où elle est observée. Dans le cas de la part des salariés ne travaillant pas à plein par exemple, elle indique si, compte tenu de l'époque et de la phase de son cycle de vie où elle a été observée, la cohorte a globalement comporté en son sein plus de salariés à temps plein que les autres cohortes. Cet indicateur caractérise ainsi la position qu'occupe une cohorte par rapport aux autres, indépendamment du moment où on l'observe (d'où le qualificatif de permanent) et permet une comparaison des différentes cohortes de salariés indépendamment de leur position dans la chronologie des événements (comparaison dite « intertemporelle »). La valeur de la structure permanente possède d'ailleurs une interprétation dynamique simple : dans le cas de la structure par condition d'emploi, par exemple, sa valeur pour une cohorte donnée est d'autant plus importante que l'arrivée de cette cohorte sur le marché du travail a contribué à l'augmentation de la part des salariés n'exerçant pas à temps plein dans l'ensemble de l'économie.

La principale limite de cet indicateur structurel tient d'ailleurs précisément à la forme incomplète des données dont on dispose. D'une part, pour certaines cohortes, les plus anciennes et les plus récentes, il est estimé à partir de l'observation d'une petite partie de la carrière, le reste de cette dernière étant implicitement reconstitué en appliquant l'effet d'âge moyen. D'autre part, cet indice a d'autant plus de pertinence pour comparer deux cohortes que celles-ci ont été observées

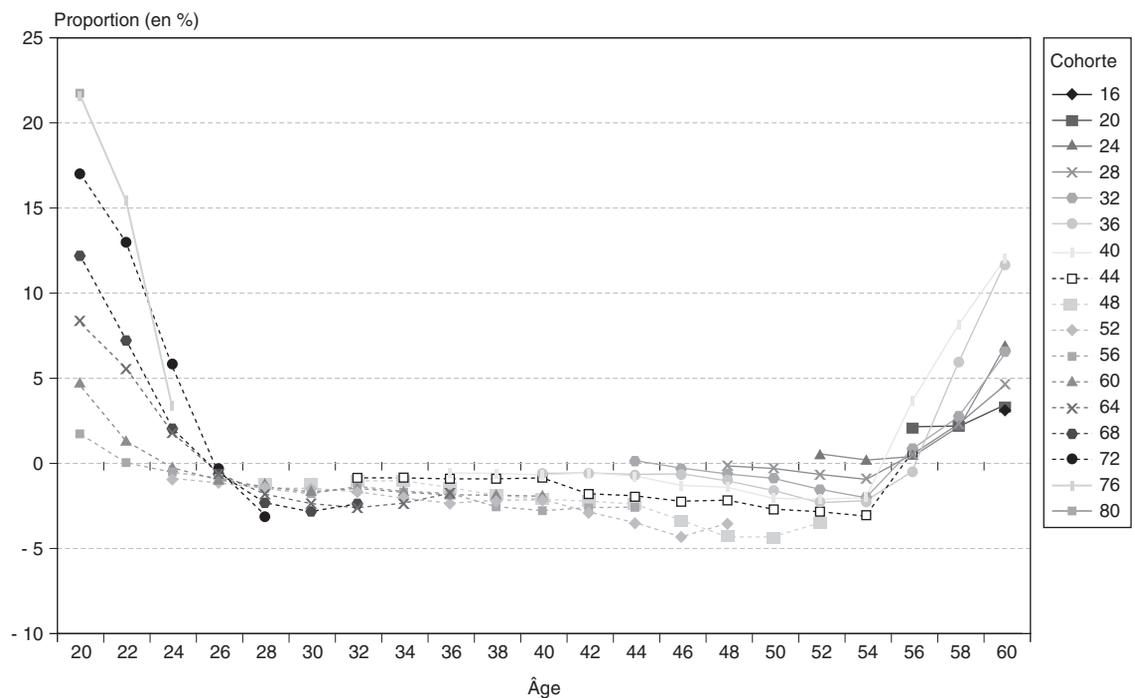
5. C'est-à-dire qu'il y a plus de salariés n'exerçant pas leur activité à temps plein en début et en fin de carrière.

Graphique IX
Proportion de salariés n'exerçant pas leur activité à temps plein

A - Effet global de la date, de l'âge et de la cohorte



B - Effet de l'âge et de la cohorte, nets de l'effet de date



Lecture : le graphique A représente, par âge et par cohorte, la proportion de salariés n'exerçant pas leur activité à temps plein. Le graphique B représente la même proportion corrigée de la proportion moyenne l'année considérée. Ce contrôle a pour conséquence d'annuler le trend commun à toute l'économie.

Champ : salariés du secteur privé.

Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

à des âges semblables, donc pour les cohortes ayant des années de naissance proche. Cet indice, calculé pour chaque cohorte, présente donc les avantages et les inconvénients d'un indice de type chaîne : il permet de bien cerner des évolutions qui se produisent sur longue période.

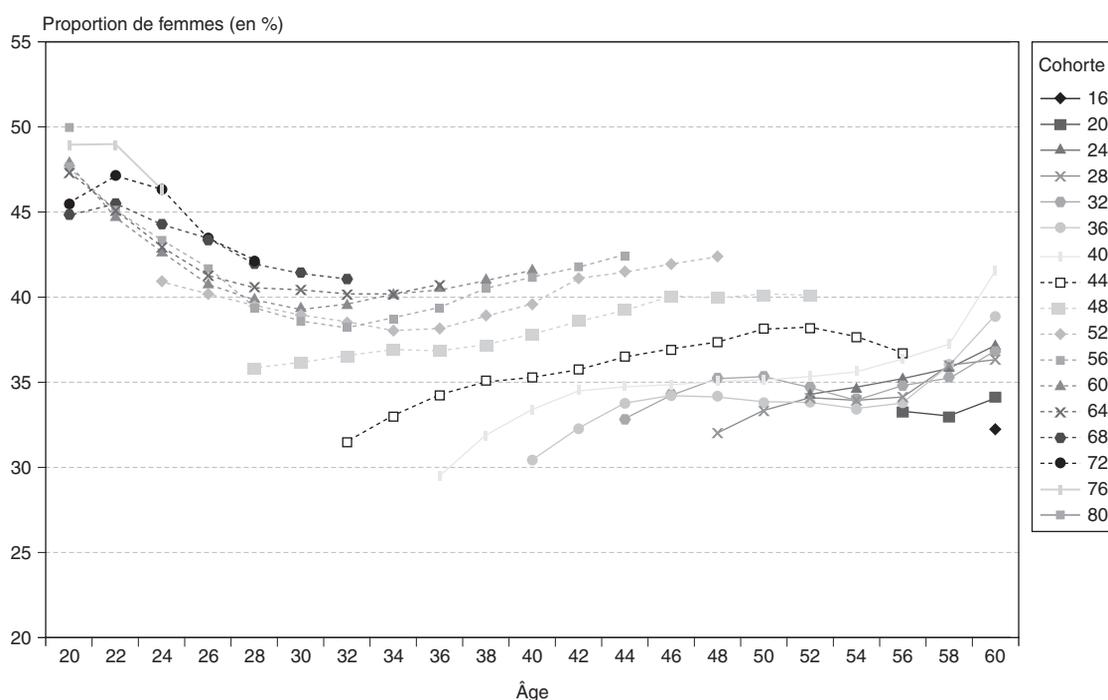
L'évolution de la structure des cohortes avec l'âge, mesurée par l'effet d'âge, livre des informations précieuses sur la façon dont se manifeste la mobilité des salariés tout au long du cycle de vie, notamment en ce qui concerne les promotions professionnelles et les changements de secteur d'activité. L'estimation de la structure permanente des cohortes permet, quant à elle, de faire un premier bilan quantitatif sur le parcours des différentes générations de salariés. Par ailleurs, le partage entre effet d'âge et effet de cohorte montre de sensibles différences entre hommes et femmes, tant du point de vue du cycle de vie que de la succession des générations.

L'augmentation de l'emploi féminin n'a pas la même ampleur d'une génération à l'autre

Les différences permanentes entre les hommes et les femmes se doublent de manière générale

d'importantes différences de dynamique tout au long du cycle de vie. Ces différences concernent en premier lieu leur comportement de participation au marché du travail selon l'âge, grossièrement mesuré par la proportion de femmes parmi les salariés d'une cohorte selon l'âge de cette cohorte (cf. graphique X). Au sein d'une cohorte, la proportion de femmes se modifie avec l'âge, traduisant les différences de profil d'activité par âge des hommes et des femmes. C'est en tout début de carrière qu'elles sont les plus nombreuses, leur proportion diminuant ensuite en début de carrière. Elles sont de nouveau plus représentées sur le marché de l'emploi à partir de 30 ans et leur proportion augmente alors régulièrement jusqu'à l'âge de 60 ans, avec un pallier vers 50 ans. Lorsqu'on calcule la structure permanente des cohortes, on s'aperçoit qu'elles ont contribué de manière inégale à la féminisation du marché du travail. Deux vagues ponctuent en particulier l'accroissement du taux d'emploi des femmes, à date identique et âge égal par ailleurs. L'une correspond aux cohortes nées au début des années 1920 tandis que l'autre concerne les cohortes nées pendant les années 1950, dont la féminisation atteint un maximum avec la cohorte 1956. Ainsi, la part des femmes dans l'emploi total n'a

Graphique X
Proportion de femmes par cohorte et par âge



Lecture : ce graphique représente l'évolution de la proportion de femmes avec l'âge dans plusieurs cohortes de salariés du secteur privé. Au sein de la cohorte née en 1944, les femmes représentaient 31 % des effectifs lorsque la cohorte avait 32 ans et 36 % lorsqu'elle avait 56 ans.

Champ : salariés du secteur privé.
Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

cessé d'augmenter sur la période étudiée, et les cohortes nées après 1956 voient encore progresser la part des femmes en leur sein. Mais pour ces cohortes récentes, cette proportion s'accroît désormais moins vite que dans l'ensemble de l'économie.

Les différences de cycle de vie entre hommes et femmes sont assez marquées pour justifier une analyse distincte. Ainsi, la décomposition en effet d'âge et effet de cohorte sera donnée pour les hommes et pour les femmes à chaque fois que la clarté de l'exposé ne s'en ressentira pas. L'exemple de la part de salariés n'exerçant pas leur activité à temps plein est particulièrement illustratif de ces différences. Le graphique XI présente la part des salariés ne travaillant pas à temps plein par âge et par cohorte, en distinguant les femmes et les hommes. Alors que cette proportion augmente de manière continue dans les cohortes de femmes à partir de l'âge de 30 ans, elle reste inférieure à 10 % jusqu'à 54 ans dans les cohortes d'hommes.

Dans toutes les cohortes, l'âge est un facteur considérable de promotion professionnelle

La proportion de cadres est un indicateur du degré de qualification des postes occupés par les salariés d'une cohorte. L'évolution par âge de cet indicateur a été représentée pour les cohortes d'hommes et de femmes (cf. graphique XII-A et XII-B), avec le profil d'évolution de cet indicateur par âge qui s'en déduit (cf. graphique XII-C). La qualification augmente continûment avec l'âge et de manière plus marquée en début de carrière. Une cohorte moyenne comporte à l'âge de 60 ans une proportion de cadres de 15 points supérieure à celle observée à l'âge de 20 ans. Pour les autres catégories socioprofessionnelles, on n'a représenté que le profil par âge (cf. graphique XIII). L'effectif « permanent » des professions intermédiaires est, lui, en grande partie acquis à l'âge de 35 ans. Leur part a même tendance à décroître légèrement ensuite, sans doute en raison de la promotion d'une partie de ces salariés au statut de cadre. Les employés constituent la catégorie la moins stable dans le temps, preuve qu'une grande partie des salariés n'occupe ce statut qu'une partie de leur carrière. En effet, pour les femmes, au sein d'une cohorte moyenne, la proportion d'employées décroît d'un peu plus de 15 points entre le moment où la cohorte a 20 ans et celui où elle en a 30 (cf. graphique XIII-B). Les ouvriers accèdent à la qualification principalement en début de

carrière : au sein d'une cohorte, le profil de la part des ouvriers diminue de 15 points avant que la cohorte n'atteigne 30 ans, et se stabilise ensuite.

La forte significativité de ces effets d'âge sur la structure des cohortes montre que la qualification reste bien souvent l'apanage de l'âge et que l'expérience demeure un atout majeur pour accéder à certains types de postes. Les salariés d'âges différents ne sont pas de ce fait parfaitement substituables, ce qui peut expliquer l'existence d'une segmentation marquée des itinéraires par la cohorte d'appartenance, les salariés des différentes cohortes suivant des trajectoires parallèles mais en quelque sorte irréductibles les unes aux autres (Welch, 1979 ; cf. encadré 1). Cet effet de la cohorte est notamment important en ce qui concerne l'accession au statut de cadre, les cohortes nées pendant la guerre ayant bénéficié de conditions particulièrement favorables en la matière.

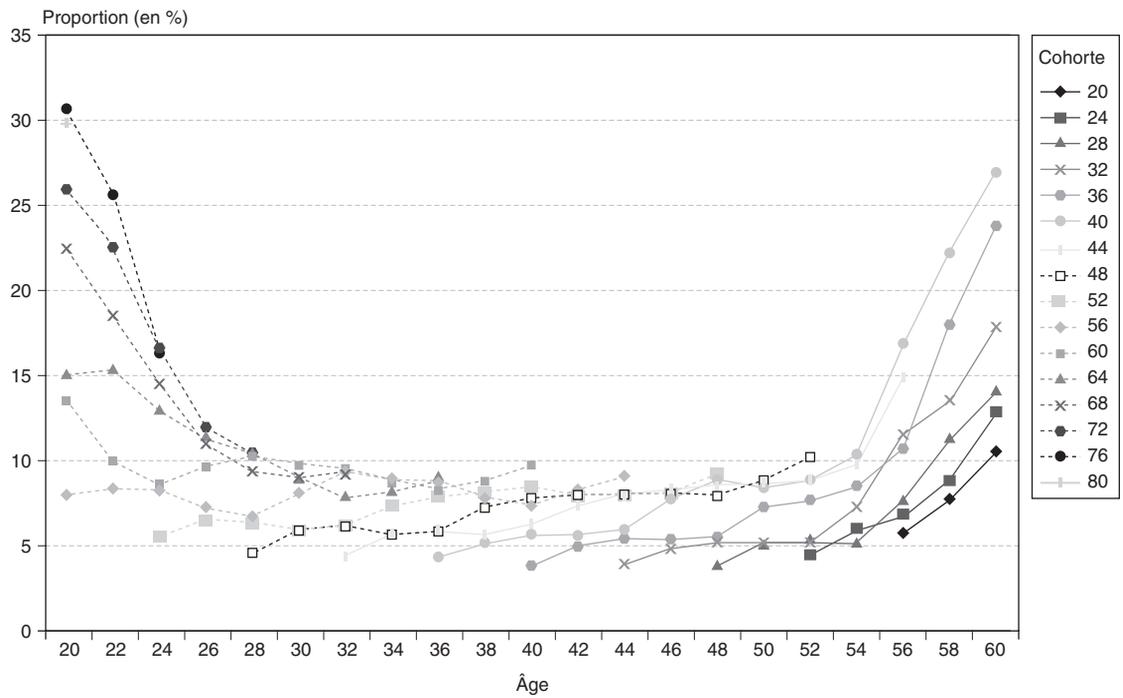
Les cohortes nées dans les années 1940 principales bénéficiaires du besoin de cadres des trente glorieuses

Ce sont les cohortes nées dans les années 1940 au sein desquelles l'accès au statut de cadre a été le plus ouvert, celles nées entre 1958 et 1962 enregistrant à cet égard un regain nettement moins marqué (cf. graphique XII-D). Les cohortes nées dans les années 1940 se sont trouvées les mieux placées pour bénéficier à plein de l'augmentation des qualifications lors des « trente glorieuses ». Aucune génération, ni avant ni après celles-ci, n'a connu une telle promotion, et ce tout au long de la vie. En revanche, les cohortes nées au milieu des années 1950 comprennent relativement moins de cadres, à date et âge fixés par ailleurs : la crise a ainsi non seulement ralenti la progression des salaires, mais aussi l'ascension professionnelle. À partir de la cohorte née en 1966, la proportion de cadres augmente même désormais moins vite d'une cohorte à l'autre que dans l'ensemble du secteur privé.

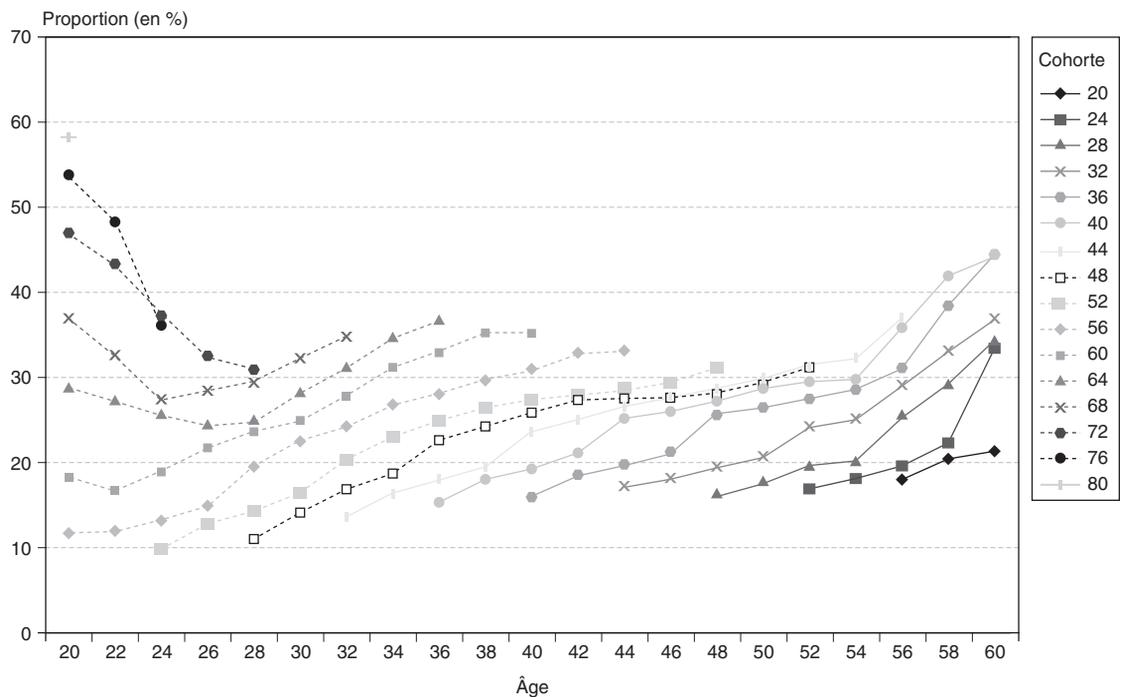
Les cohortes nées au milieu des années 1970 comptent de nouveau un nombre plus important de cadres, à effets de date et d'âge fixés (cf. graphique XIV). Faute du recul nécessaire, on ne peut savoir si cet accroissement est seulement dû à la conjoncture favorable des années 1996 à 2000 ou s'il se poursuivra avec les cohortes suivantes. Cet effet pourrait aussi constituer les prémices du renouvellement des cadres que ne manqueront pas de provoquer le

Graphique XI
Part des salariés n'exerçant pas à temps plein par âge, par cohorte et par sexe

A - Hommes



B - Femmes



Lecture : ces graphiques représentent, pour les hommes et pour les femmes, l'évolution avec l'âge de la proportion de salariés n'exerçant pas leur activité à temps plein au sein de plusieurs cohortes de salariés du secteur privé. Entre 30 et 50 ans, les cohortes d'hommes comportent moins de 10 % de salariés non à temps plein (graphique A). Au sein de la cohorte née en 1960 observée à l'âge de 38 ans, 30 % des femmes n'exerçaient pas leur activité à temps plein (graphique B).

Champ : salariés du secteur privé.
 Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

départ en retraite des cohortes nombreuses (et comportant une grande proportion de cadres) nées à partir du milieu des années 1940.

La promotion par le diplôme supplante-t-elle la promotion à l'ancienneté ?

En abandonnant l'hypothèse d'un effet d'âge identique pour toutes les cohortes pour revenir aux statistiques plus fines croisant l'âge et la cohorte, on peut mettre en évidence des différences plus subtiles entre les cohortes, qui ne sont pas liées seulement à leur structure permanente mais aussi à l'évolution de leur structure tout au long du cycle de vie. En particulier, ce n'est pas seulement le nombre de promotions qui diminue d'une cohorte à l'autre, mais aussi l'âge auquel elles se produisent. Il s'agit d'une rupture assez nette dans le cycle de vie des cohortes, révélatrice d'un changement dans le mode de promotion, dont la cohorte née en 1950 constitue le tournant : alors que dans les cohortes antérieures, l'accès au statut de cadre se faisait surtout à l'ancienneté, les membres des cohortes plus récentes deviennent cadres de plus en plus tôt, essentiellement avant 35 ans. Les promotions deviennent plus rares par la suite pour les salariés nés après 1950, de sorte que les statuts évoluent peu après cet âge (cf. graphique XII-A). Ce changement dans le cycle de vie des cohortes est particulièrement visible lorsqu'on compare à âge fixé la proportion de cadres dans les différentes cohortes. Dans le graphique XIV, on a relié pour un âge fixé les points représentant la part des cadres dans les différentes cohortes. Mesurée à 30 ans, la part des cadres augmente régulièrement d'une cohorte à l'autre. En revanche, mesurée à l'âge de 46 ans, cette proportion diminue d'une cohorte à l'autre au-delà de la cohorte née en 1944.

Le choix plus précoce des futurs cadres, qui fait sans doute une large place au diplôme, détermine un changement important dans le mode de promotion, qui peut s'expliquer au regard de l'évolution conjointe de l'offre et de la demande de salariés qualifiés durant la période étudiée. Les deux explosions scolaires marquant respectivement un accès plus large aux études secondaires d'abord, supérieures ensuite, n'ont pas eu lieu dans le même contexte économique. Si la première (qui a concerné les cohortes nées entre 1930 et 1945) a coïncidé avec une demande accrue de cadres dans une période d'euphorie économique, l'accès plus large aux études supé-

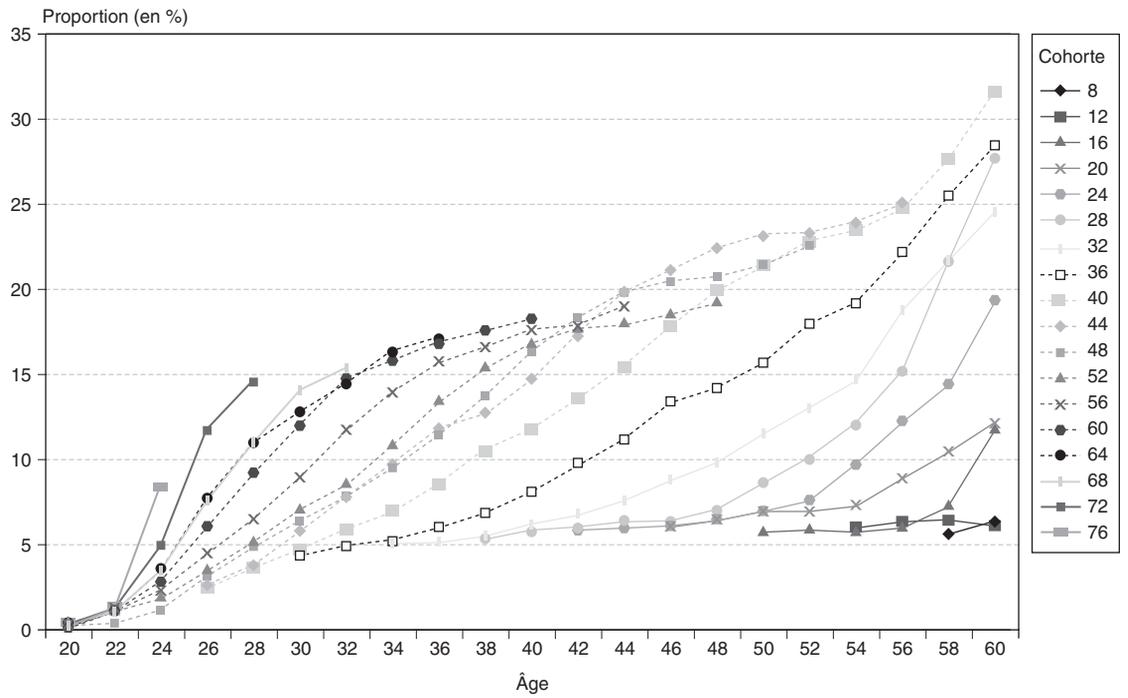
rieures (à partir de la cohorte née en 1965), contemporaine du ralentissement économique et d'une moindre demande de cadres, semble plutôt avoir abouti à un surcroît de diplômés par rapport aux besoins des entreprises (Chauvel, 1998). Cette divergence d'évolution entre offre et demande de postes qualifiés a pu conduire à une certaine dévalorisation des diplômes (Baudelot et Glaude, 1990), voire à un véritable phénomène de déclassement (Forgeot et Gautié, 1997 ; Tomasini et Nauze-Fichet, 2003). L'inadéquation entre offre et demande de travailleurs qualifiés explique le mécanisme qui a pu amener les entreprises à une modification de leur gestion interne : la pénurie de candidats diplômés qui régnait naguère incitait les entreprises, selon un schéma fordiste, à former leur propre main-d'œuvre aux tâches d'encadrement ; l'abondance nouvelle des diplômés leur permet désormais de pourvoir directement leurs postes d'encadrement par l'embauche de jeunes diplômés. On peut s'attendre à ce que, au niveau individuel, cette orientation plus précoce vers tel ou tel type de poste accentue la dispersion des itinéraires en raison de l'irréversibilité qu'elle introduit dans les parcours professionnels.

Dans les cohortes des années 1940, la promotion au rang de cadre est bien moindre chez les femmes

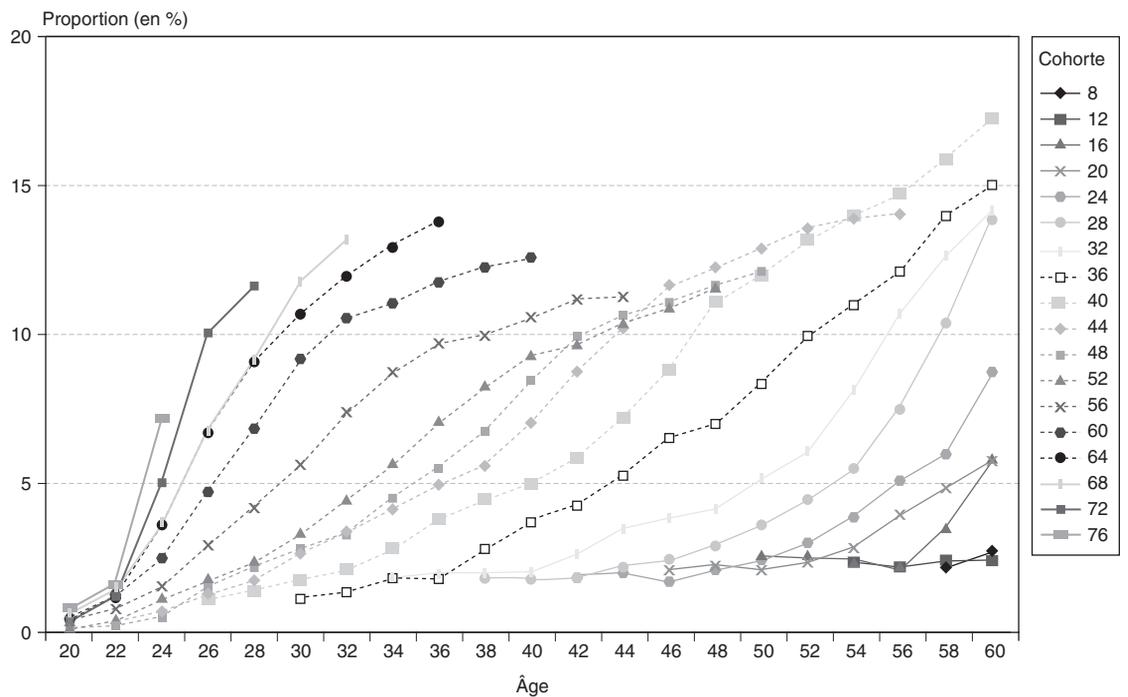
Le cycle professionnel des femmes diffère aussi nettement de celui des hommes (cf. graphique XIII-A et XIII-B). Entre les hommes et les femmes existent des différences « permanentes » bien connues de représentation parmi les différentes catégories socioprofessionnelles. Les femmes occupent par exemple davantage les catégories d'employé (10 points de plus en moyenne que les hommes dans une cohorte) et d'employé qualifié (25 points de plus). Les hommes sont quant à eux surreprésentés dans les postes de cadre (7 points de plus que les femmes), d'ouvrier qualifié (+ 30 points), les différences étant moins nettes pour le statut d'ouvrier (légèrement plus représenté chez les femmes) et de profession intermédiaire (4 points de plus pour les hommes). Mais ces différences permanentes se doublent de dynamiques également divergentes. Les chances d'accéder à tel ou tel statut peuvent s'amplifier, se réduire ou même s'inverser par rapport aux hommes tout au long du cycle de vie. Ainsi, la part de femmes occupant des professions intermédiaires baisse après 40 ans, alors qu'elle continue à augmenter parmi les hommes après cet âge. C'est l'inverse qui se produit pour la caté-

Graphique XII
Proportion de cadres par cohorte : effet de date, d'âge et de cohorte

A - Hommes

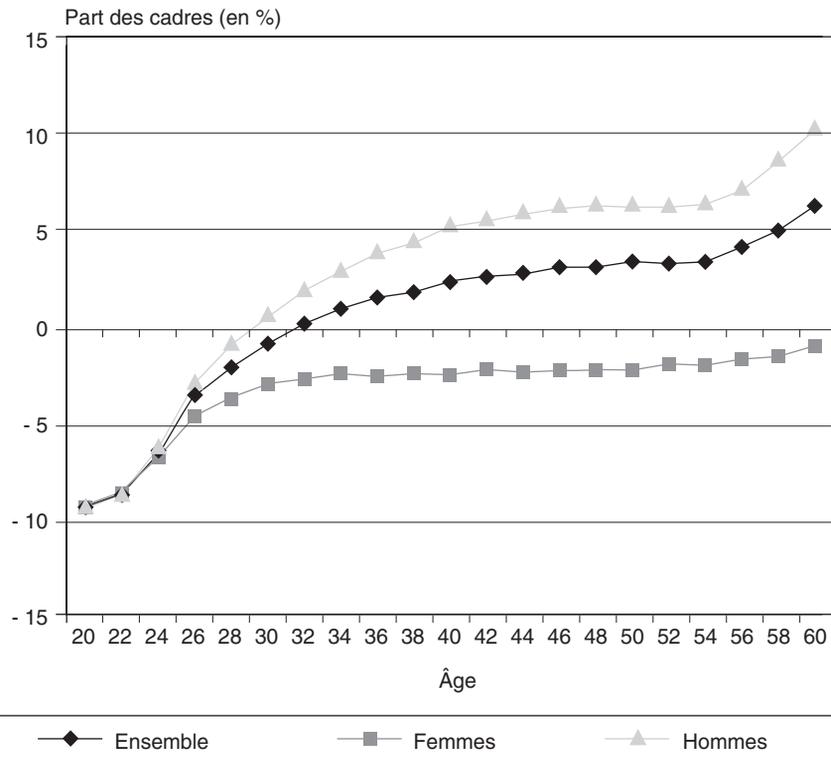


B - Femmes



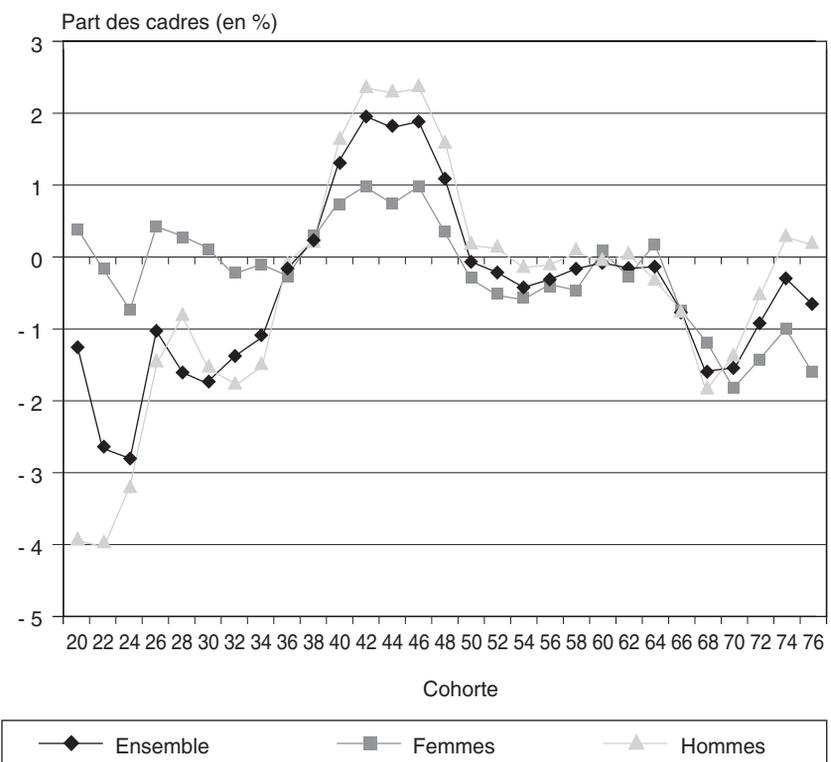
Graphique XII (suite)

C - Profil par âge



Lecture : dans une cohorte moyenne, il existe une différence de 5 points entre la part des cadres (nette des effets de date) observée au moment où la cohorte a 32 ans et au moment où elle a 58 ans.

D - Effet de cohorte



Lecture : la part permanente des cadres (nette des effets de date et d'âge) dans la cohorte née en 1942 est de trois points supérieure à la part permanente des cadres dans la cohorte née en 1934.
 Champ : salariés du secteur privé.
 Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

gorie des ouvriers qualifiés : chez les femmes, l'importance relative de cette catégorie augmente lentement avec l'âge, alors qu'elle décroît lentement à partir de 24 ans chez les hommes. Quant à la proportion de cadres, elle augmente assez régulièrement tout au long du cycle de vie chez les hommes, alors qu'elle se stabilise dès l'âge de 30 ans dans les cohortes de femmes, matérialisant le « plafond de verre » cher aux sociologues (6).

L'évolution de la structure permanente d'une cohorte à l'autre ne suit pas non plus tout à fait la même tendance pour les hommes et pour les femmes. La part des employés qualifiés chez les salariés masculins diminue à partir de la cohorte née en 1952, alors que la baisse ne se produit pour les femmes qu'à partir de la cohorte née en 1962. Chez les hommes, la catégorie ouvrier est en retrait dans les générations nées après 1950, tandis qu'elle augmente légèrement chez les femmes. L'inverse se produit pour la catégorie des employés qualifiés, et ce depuis la cohorte née en 1964. L'accès au statut de cadre parmi les cohortes nées dans les années 1940 a par ailleurs été de bien moindre ampleur pour les femmes que pour les hommes, même si les cohortes d'hommes et de femmes suivent désormais des évolutions parallèles.

Les professions intermédiaires restent la pierre angulaire de la promotion des femmes

Pour évaluer avec plus de précision l'ampleur des promotions pour chacun des deux sexes, le parcours professionnel de chaque salarié de l'échantillon a été codé de manière simple. Sur une partie de carrière donnée (par exemple entre 30 et 50 ans), chaque période d'emploi a été repérée par un chiffre indiquant le statut du poste occupé (3 = cadre, 4 = profession intermédiaire, 5 = employé, 6 = ouvrier). Les périodes adjacentes de même nature ont de plus été agrégées afin de ne s'intéresser qu'aux mobilités professionnelles, envisagées dans leur chronologie. Ainsi le parcours « 43 » désigne un salarié ayant occupé une profession intermédiaire (codé 4) avant d'occuper un poste de cadre (codé 3). Le calcul, pour chaque cohorte et par sexe, du pourcentage de salariés ayant suivi certains itinéraires professionnels typiques, permet de mettre en évidence la spécificité de la mobilité professionnelle qu'a connue telle ou telle cohorte (cf. graphique XV).

Entre 50 et 60 ans, 6 % des femmes de la cohorte née en 1940 occupent uniquement une

fonction de cadre, contre plus de 16 % des hommes de la même cohorte (cf. graphiques XV-E et XV-F). De manière plus générale, la promotion des femmes recouvre traditionnellement l'accès au statut de profession intermédiaire. Ainsi, entre 50 et 60 ans, l'itinéraire « 54 » (passage du statut d'employé à celui de profession intermédiaire) est suivi par 3 % des femmes de la cohorte née en 1940 et par à peine 1 % des hommes. Entre 20 et 30 ans (cf. graphiques XV-A et XV-B), cet itinéraire est encore suivi par plus de 5 % des femmes et 2 % des hommes nés après 1956. Toutefois, pour les femmes des cohortes récentes, la promotion au statut de cadre s'ajoute désormais peu à peu à l'accès au statut de profession intermédiaire. Entre 20 et 30 ans, l'itinéraire « 43 » est suivi par 1,5 % des hommes de la cohorte née en 1970 et plus de 1 % des femmes de cette même cohorte.

Des secteurs où l'on débute et des secteurs où l'on demeure

La répartition des salariés d'une cohorte entre les secteurs d'activité de l'économie se modifie elle aussi sensiblement tout au long du cycle de vie d'une cohorte (cf. graphique XVI), traduisant des mobilités intersectorielles spécifiques de certains moments du cycle professionnel. Les jeunes salariés débutent en moyenne plus souvent dans le secteur du commerce et dans celui des services aux particuliers ou aux entreprises, ce qui est cohérent avec Le Minez, Marchand et Minni (1998). Ces secteurs sont sur-représentés de 5 à 6 points chez les jeunes salariés de vingt ans, mais les salariés qui y débutent n'y demeurent pas : ces secteurs sont, au contraire, sous-représentés chez les quadragénaires. Les jeunes sont moins nombreux dans le secteur de l'énergie qui emploie plus particulièrement des salariés entre 40 et 50 ans. Ce secteur accueille donc des transfuges d'autres secteurs – du moins jusque vers l'âge de 54 ans au-delà duquel la proportion de salariés qu'il représente accuse un net retrait, sans doute en raison de départs à la retraite plus précoces que dans les autres secteurs.

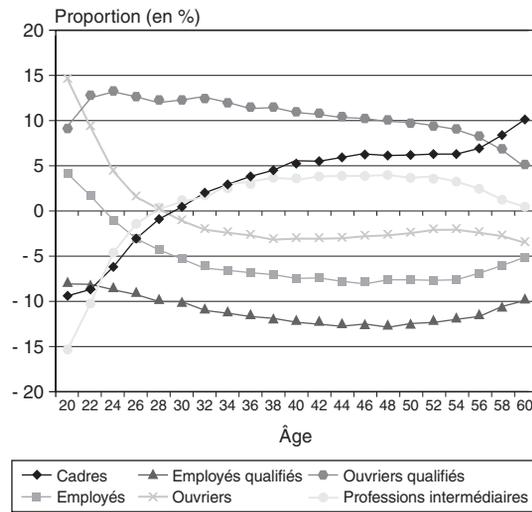
L'effet de l'âge sur la probabilité de présence dans tel ou tel secteur s'avère moins marqué pour les femmes, à l'exception des trois domaines

6. Le « plafond de verre » est le nom donné par les sociologues au phénomène maintes fois observé du plafonnement des carrières professionnelles des femmes à partir d'un certain niveau de responsabilité.

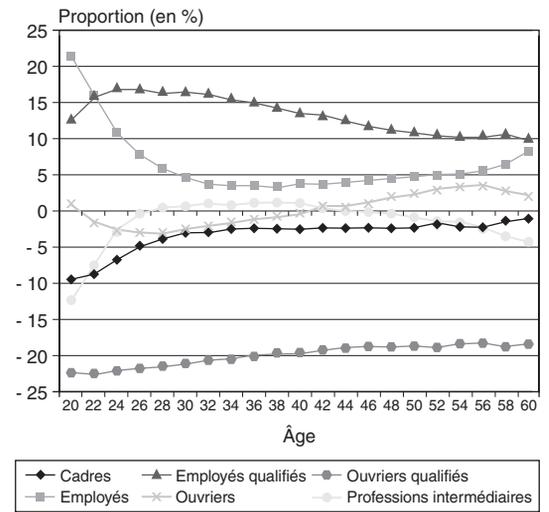
Graphique XIII

Proportion de quelques catégories socioprofessionnelles dans une cohorte : profil par âge

A - Hommes



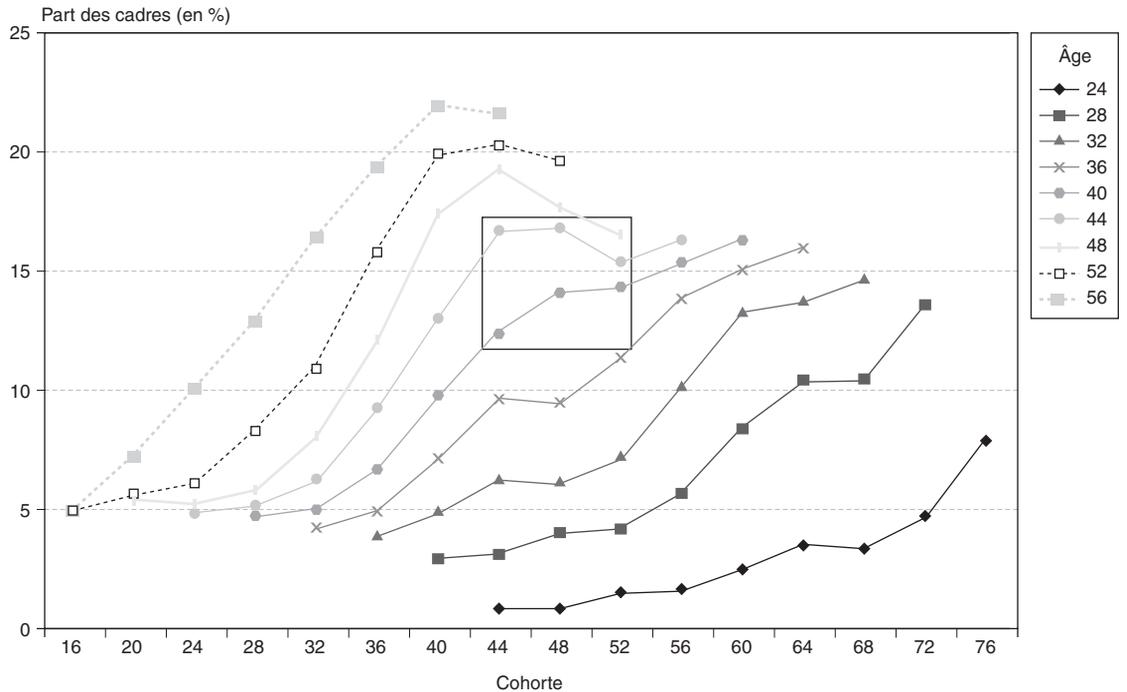
B - Femmes



Lecture : dans une cohorte moyenne, si on se restreint aux femmes, la part des ouvrières qualifiées (nette des effets de date) augmente de quatre points entre le moment où la cohorte a 20 ans et celui où elle a 60 ans.
 Champ : salariés du secteur privé.
 Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

Graphique XIV

Part des cadres par âge selon la cohorte

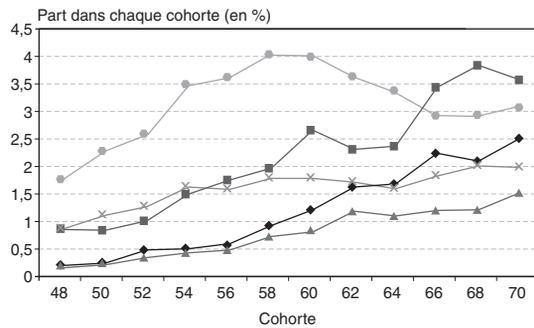


Lecture : chaque courbe représente l'évolution de la proportion de cadres d'une cohorte à l'autre, mesurée à un âge donné. Elle met en évidence un changement dans le cycle de vie professionnel des cohortes de salariés. À l'âge de 40 ans, la cohorte née en 1952 comporte une proportion plus importante de cadres (14 %) que celle née en 1944 (12 %). À l'âge de 44 ans, elle en comporte moins (15 % pour la cohorte 1952 contre 17 % pour la cohorte 1944). Entre ces deux cohortes, le taux de promotion après 40 ans a diminué.
 Champ : salariés du secteur privé.
 Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

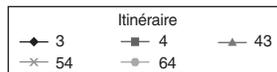
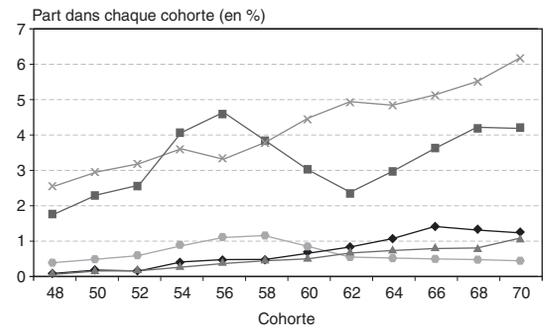
Graphique XV
Quelques itinéraires professionnels

20 à 30 ans

A - Hommes

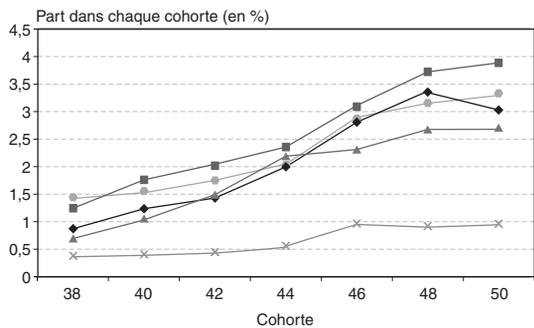


B - Femme

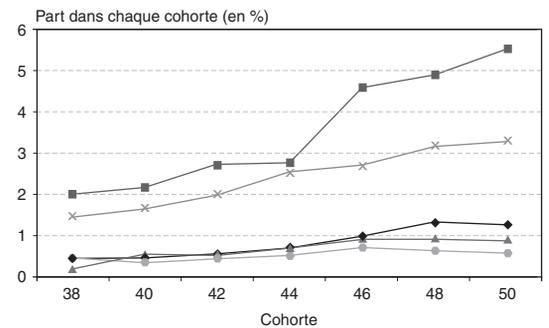


30 à 50 ans

C - Hommes

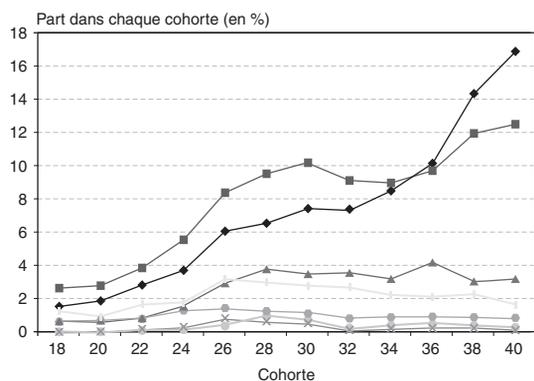


D - Femmes

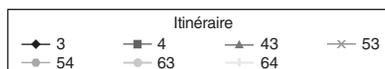
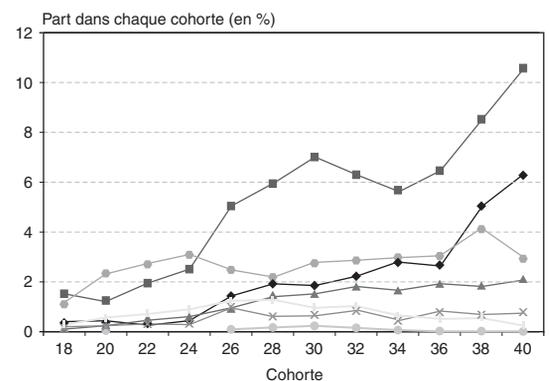


50 à 60 ans

E - Hommes



F - Femmes



Lecture : chaque chiffre représente une catégorie socioprofessionnelle simplifiée (3 = cadre, 4 = profession intermédiaire, 5 = employé, 6 = ouvrier). Un itinéraire professionnel est une agrégation de périodes, chacune passée dans une catégorie socioprofessionnelle particulière. L'itinéraire 54 s'applique par exemple aux salariés qui ont été employés (5) avant d'occuper une profession intermédiaire (4). Des itinéraires professionnels ont été définis sur chaque partie de carrière, et les graphiques indiquent en ordonnée la proportion de salariés ayant suivi tel ou tel itinéraire.

Champ : salariés du secteur privé.

Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

d'activité de débutant (commerce, services aux particuliers ou aux entreprises). Les femmes semblent ainsi beaucoup moins changer de secteur avec l'âge que les hommes et leurs carrières sont plus souvent monosectorielles. Elles possèdent elles aussi leurs secteurs de prédilection (secteur bancaire, ou industries de biens de consommation).

L'influence de l'âge sur l'attractivité des secteurs des services aux entreprises, des services aux par-

ticuliers et des activités financières connaît une transformation d'une cohorte à l'autre. L'évolution de la part des salariés travaillant à un âge donné dans ces secteurs est en effet différente selon la cohorte considérée. Pour appréhender cette dynamique on utilise les statistiques croisant l'âge et la cohorte. Ainsi, le secteur des services aux entreprises connaît une évolution particulière. Il attire massivement les jeunes salariés des cohortes nées après 1960 (cf. graphique XVII-A). Ce secteur occupait, en 1988, environ 10 % des salariés âgés de 26 ans nés en 1962, alors qu'il emploie en 2000 presque 18 % des salariés du même âge nés en 1974. Le secteur des activités financières a pour sa part tendance à vieillir. Alors qu'il représentait il y a peu de temps encore plus de 4 % des jeunes âgés de 35 ans ou moins, il n'en emploie aujourd'hui guère plus de 2 %. Les industries de l'automobile, celles des biens de consommation sont particulièrement bien représentées chez les salariés de 50 à 55 ans. Au-delà de cet âge, et quelle que soit la cohorte, les salariés quittent ces secteurs de manière importante, sans doute en raison des accords particuliers de retraite anticipée qui y existent.

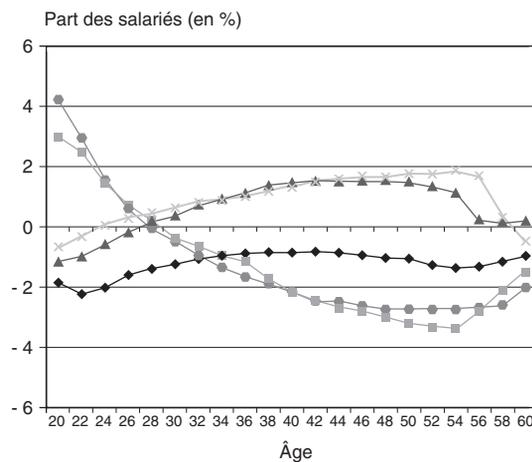
Le contexte conjoncturel en début de carrière se reflète dans la répartition différenciée des cohortes entre les secteurs

Les cohortes diffèrent de manière sensible par leur structure sectorielle permanente. En moyenne sur la carrière et indépendamment du moment où ils sont observés, les salariés nés à une date donnée sont plus représentés dans certains secteurs. C'est le cas par exemple des salariés nés au tournant des années cinquante, qui sont entrés en masse dans le secteur de l'industrie automobile. Ce secteur emploie presque 5 % des hommes salariés de la cohorte 1948, contre moins de 3 % de la cohorte née en 1960. Le secteur des transports est lui aussi un secteur moins jeune que la moyenne.

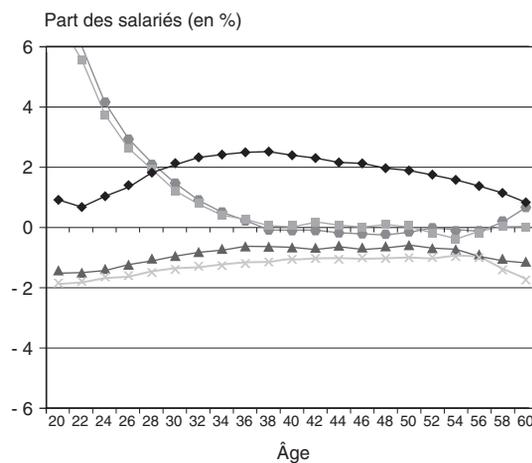
Cette inégale répartition des différentes cohortes de salariés par secteur d'activité ne reçoit d'explication satisfaisante que si l'on suppose une mobilité imparfaite des travailleurs, hypothèse qui a reçu de nombreuses bases théoriques ainsi que des confirmations empiriques. Les plus notables d'entre elles prévoient une décroissance de la mobilité quand l'ancienneté dans le poste augmente (Topel et Ward, 1992) et la segmentation sectorielle des trajectoires d'emploi (Doeringer, 1971). En effet, si la mobilité était parfaite, les différences de conjoncture entre les secteurs, consécutifs par exemple à des chocs

Graphique XVI
Effets de l'âge sur la structure sectorielle des cohortes

A - Hommes



B - Femmes

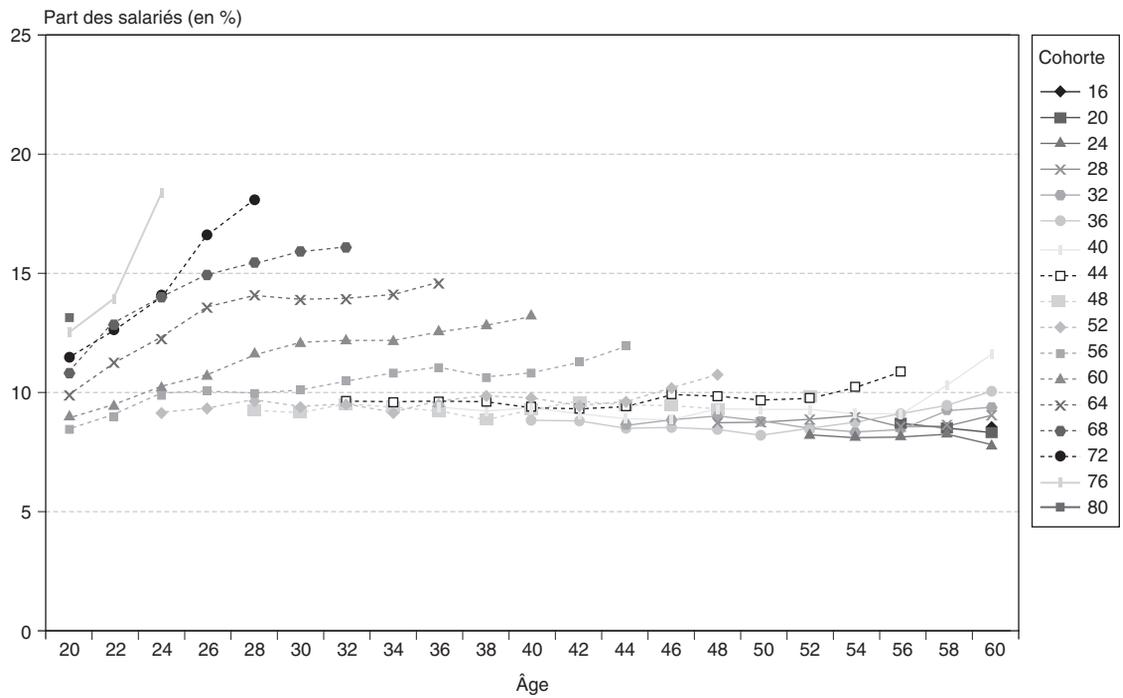


◆ Activités financières x Industrie automobile
■ Commerce o Services aux particuliers
▲ Énergie

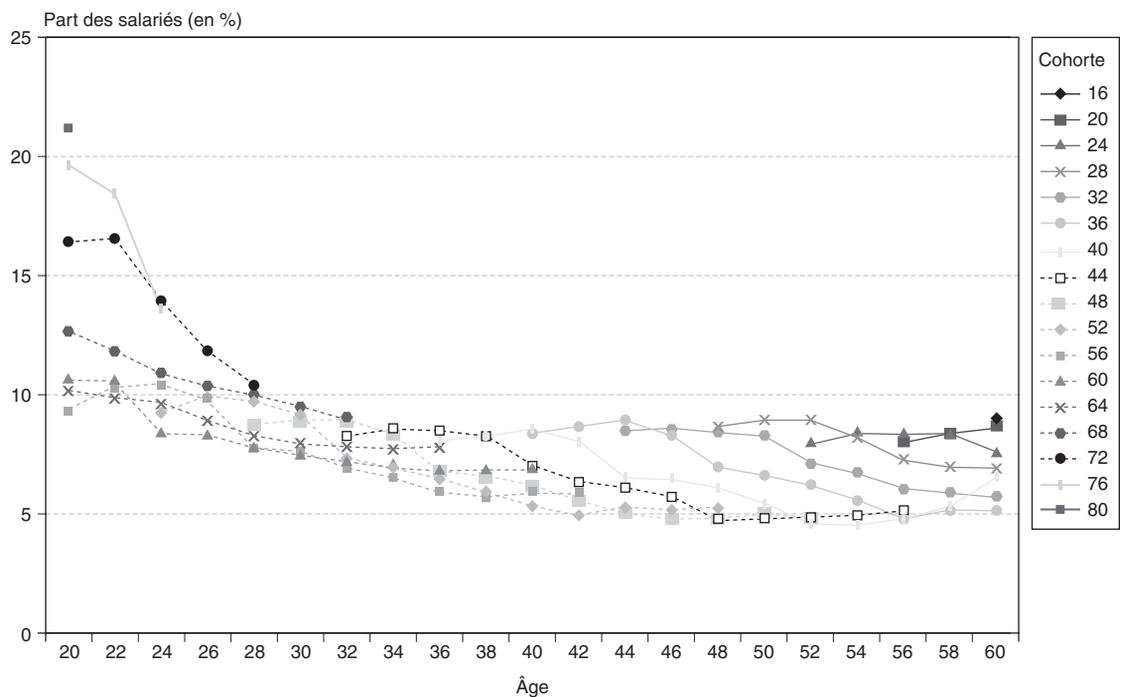
Lecture : dans une cohorte moyenne, si l'on se restreint aux hommes, la part des salariés travaillant dans l'industrie automobile (nette des effets de date) augmente de plus de 2 points entre le moment où la cohorte a 20 ans et celui où elle a 50 ans.
Champ : salariés du secteur privé.
Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

Graphique XVII
Quelques secteurs où le cycle de vie se transforme

A - Services aux entreprises



B - Services aux particuliers



Lecture : ces graphiques représentent, par cohorte, l'évolution selon l'âge de la part des salariés dans le secteur des services aux entreprises et dans celui des services aux particuliers. Dans ces deux secteurs, le profil par âge se modifie d'une cohorte à l'autre. La proportion de jeunes salariés travaillant dans le secteur des services aux entreprises augmente fortement au sein des cohortes récentes. Ce secteur occupait en 1988 environ 10 % des salariés âgés de 26 ans nés en 1962, alors qu'il emploie en 2000 presque 18 % des salariés du même âge nés en 1974.
 Champ : salariés du secteur privé.
 Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

d'offre intersectoriels, inciteraient les salariés des secteurs en moindre expansion à se diriger vers les secteurs en croissance. Cela conduirait à moyen terme à une redistribution de la carte sectorielle au sein de chaque cohorte, la structure de chacune d'entre elle finissant par ressembler à la structure permanente de l'économie dans son ensemble (Jovanovic, 1990). Or ce n'est pas le cas. Du fait d'une mobilité imparfaite, un certain nombre de salariés demeurent au contraire en place, même lorsque de meilleures opportunités se présentent dans d'autres secteurs.

Les raisons invoquées habituellement pour expliquer cette inertie tiennent au coût qu'engendre une telle mobilité (Magnac, 1991). Le coût immédiat de la mobilité peut être facilement mesuré aussi bien du point de vue du salarié que de celui de l'employeur, par exemple par la perte de savoir-faire (ou capital humain spécifique) liée à la rupture de la relation de travail, qui devra être compensée par de nouvelles formations. Pour le salarié, la mobilité est de surcroît potentiellement porteuse d'un coût différé qui apparaît lorsqu'on prend en compte les modifications durables qu'elle entraîne. Elle est parfois synonyme de l'abandon d'un certain nombre d'avantages aménagés par l'entreprise en fonction de l'ancienneté, qui font partie du contrat implicite entre l'employeur et l'employé. La décision de mobilité est donc par nature intertemporelle : l'arbitrage qu'opère le salarié entre deux postes prend en compte non seulement le salaire présent, mais aussi la somme actualisée des salaires et avantages futurs attachés à chacun des deux postes. Les entreprises ne sont pas toutes susceptibles d'offrir le même suivi de carrière. La difficulté qu'éprouvent en particulier les entreprises de certains secteurs pour conserver leur main-d'œuvre jeune s'explique assez bien avec les différences intersectorielles de carrière salariales (7). La sensibilité de la décision de mobilité à des paramètres de long terme explique que la portabilité d'une entreprise à l'autre des droits acquis par les salariés constitue un enjeu permanent des politiques économiques. La généralisation et l'homogénéisation des systèmes de retraite après 1950 a par exemple conduit à une augmentation très nette de la mobilité des salariés, contrastant avec le rôle de stabilisation de la main-d'œuvre que l'on prête généralement au système antérieur, qui était entièrement géré au niveau des entreprises. Actuellement, la question de la portabilité des droits sociaux et des droits à la formation continue à animer nombre de débats sur l'accompagnement de la flexibilité accrue associée aux nouvelles formes d'emploi.

Qu'elle émerge des décisions individuelles des salariés ou qu'elle soit suscitée par la gestion de la main-d'œuvre au niveau des entreprises, la mobilité imparfaite des salariés explique que la structure des cohortes garde de manière durable les traces de la conjoncture sectorielle de sa date d'entrée sur le marché du travail ; il y a rémanence des conditions initiales d'insertion sur le reste de la carrière d'une cohorte. Ainsi, les entrées massives de certaines cohortes dans des secteurs qui recrutaient lorsque celles-ci ont commencé leur vie professionnelle expliquent une partie notable des différences de structure entre les cohortes. Le secteur des activités financières est particulièrement représenté parmi les cohortes nées entre 1946 et 1954, ce qui s'explique par une croissance de ces activités au tournant des années 1970. Le même phénomène est observé pour les secteurs de l'industrie automobile, des biens de consommation et de l'énergie. Les cohortes les plus récentes se dirigent quant à elles, comme on l'a remarqué, vers les secteurs des services aux particuliers et aux entreprises.

L'effet de cohorte est beaucoup plus marqué pour les femmes

Les implications de ce modèle sont également cohérentes avec la moindre mobilité observée des femmes, pour qui le coût de la mobilité est plus important. On peut de plus s'attendre, en suivant ce modèle, à ce que les effets de cohorte l'emportent sur les effets d'âge pour les catégories de salariés les moins mobiles. La mobilité, par les flux d'emploi et les réallocations de la main-d'œuvre qu'elle génère, atténuerait au contraire l'effet de la cohorte. Ce mécanisme théorique semble expliquer les différences sensibles qui apparaissent entre les hommes et les femmes lorsque la décomposition entre effets d'âge et effets de cohorte est faite indépendamment pour les salariés des deux sexes. Pour les femmes, l'effet de cohorte sur la structure sectorielle est beaucoup plus marqué que pour les hommes alors que l'effet d'âge l'est moins (cf. graphiques X-A et X-B), ce qui est sans doute la conséquence d'une mobilité intersectorielle moindre, qui peut s'expliquer par les postes plus spécifiques qu'elles occupent.

*
* *

7. Se reporter à Malik Koubi, Les carrières salariales par cohorte de 1967 à 2000, dans ce numéro.

Une fois contrôlés les effets de date et d'âge, les cohortes montrent des structures sensiblement différentes, notamment du point de vue de la mobilité professionnelle. Les transformations du marché de l'emploi au cours du dernier tiers du XX^e siècle ne se sont pas opérées de manière linéaire : le progrès en matière de qualification a été particulièrement important parmi les salariés nés dans les années 1940, tandis que les conditions d'emploi particulières et les faibles durées de paie sont surtout le fait des cohortes récentes. Deux vagues très nettes marquent l'accès de plus en plus large des femmes à une

vie professionnelle : les cohortes nées dans les années 1920 et celles nées dans les années 1950. Le progrès « cohortal » dont la règle semblait naguère suivre un cours linéaire apparaît ainsi *a posteriori* composé de périodes plus ou moins fastes, voire de véritables régressions. Le ralentissement économique de la fin des années 1970 s'est par exemple traduit par une évolution du cycle de vie des cohortes, mêlant un allongement de la durée d'insertion et une dispersion plus grande des conditions d'emploi, notamment des durées travaillées. □

L'auteur tient à remercier Nicolas Herpin, Claude Thélot et Yannick Lemel pour leurs commentaires, critiques et suggestions, de même que tous les participants au séminaire de sociologie du Crest-Insee (Malakoff, 20 mars 2002), ceux du séminaire de la Direction des Statistiques Démographiques et Sociales de l'Insee (10 juin 2002) et ceux du séminaire du Laboratoire montpellierain d'économie théorique et appliquée (Montpellier, 7 février 2003), ainsi que deux rapporteurs anonymes de la revue.

BIBLIOGRAPHIE

Baudelot C. et Glaude M. (1990), « Les diplômés paient-ils de moins en moins ? Étude de la relation salaire diplôme 1970-1977-1985 », *Données sociales*, édition 1990, Insee, pp. 103-108.

Baudelot C. et Gollac M. (1995), « Le salaire du trentenaire : question d'âge ou de génération », *Économie et Statistique*, n° 304-305, pp. 17-36.

Bell D. (1973), *The Coming of Post-Industrial Society*, Basic Books.

Berger M.C. (1989), « Demographic Cycles, Cohort Size and Earnings », *Demography*, vol. 26, Issue 2, May, pp. 311-321.

Blanchard O.J. et Diamond P. (1989), « The Beveridge Curve », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1989 (1), pp. 1-60.

Chauvel L. (1998), *Le Destin des générations, structure sociale et cohortes en France au XX^e siècle*, PUF.

Conseil d'Orientation des Retraités (2001), *Renouveler le contrat entre les générations*, Premier rapport, La documentation Française.

Doeringer P. et Piore M. (1971), *Internal Labor Markets and the Manpower Analysis*, Lexington, MA: Heath.

Forgeot G. et Gautié J. (1997), « Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement », *Économie et Statistique*, n° 304-305, pp. 53-74.

Guillot Y. et Sevestre P. (1994), « Estimations de fonctions de gains sur données de panel : endogénéité du capital humain et effets de la sélection », *Économie et Prévision*, n° 116, pp. 119-135.

Jovanovic B. (1990), « An Estimate of a Sectoral Model of Labor Mobility », *The Journal of Political Economy*, vol. 98, Issue 4, August, pp. 827-852.

Jovanovic B. (1979), « Job Matching and The Theory of Turnover », *The Journal of Political Economy*, vol. 87, Issue 5, October, pp. 972-990.

Laferrère A. et Verger D. (1993), « La transmission du patrimoine entre les générations », *Données Sociales*, édition 1993, Insee, pp. 377-384.

Le Minez S. Marchand O. et Minni C. (1998), « Emploi des jeunes et secteurs d'activité », document préparatoire à la conférence nationale sur l'emploi, les salaires et le temps de travail, Dares, La documentation Française.

Le Minez S. et Roux S. (2001), « Les différences de carrière salariale à partir du premier emploi », *Économie et Statistique*, n° 351, pp. 31-64.

Lollivier S. et Payen J.-F. (1990), « L'hétérogénéité des carrières individuelles mesurée sur données de panel », *Économie et Prévision*, n° 92-93, pp. 87-96.

Magnac T. (1991), « Segmented or Competitive Labor Markets », *Econometrica*, 59 (1), pp. 165-187.

Marchand O. et Thélot C. (1997), *Le travail en France, 1800-2000*, Collection Essais et Recherches, Nathan.

Mincer J. (1958), « Investment in Human Capital and Personal Income Distribution », *Journal of Political Economy*, 66, August, pp. 281-302.

Nauze-Fichet E. et Tomasini M. (2002), « Diplôme et insertion sur le marché du travail : approches socioprofessionnelle et salariale du

déclassement », *Économie et Statistique*, n° 354, pp. 21-43.

Roux S. (2001), « Les écarts de revenu salarial entre hommes et femmes en début de carrière », *Insee Première*, n° 801.

Topel R.H. et Ward M.P. (1992), « Job Mobility and the Careers of Young Men », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, Issue 2, May, pp. 439-479.

Valdelièvre H. (2001), « Un tiers des étudiants ont une activité rémunérée au cours de l'année », *Insee Première*, n° 795.

Welch F. (1979), « Effects of Cohort Size on Earnings: The Baby Boom Babies Financial Bust », *The Journal of Political Economy*, vol. 87, Issue 5, Part 2: Education and Income Distribution.

Les carrières salariales par cohorte de 1967 à 2000

Malik Koubi*

L'évolution des salaires individuels peut être décomposée en trois : les évolutions communes à toute l'économie (effet de date), celles liées au cycle de vie (effet d'âge) et celles propres à chaque cohorte (effet de cohorte). L'effet de cohorte est mesuré par le salaire permanent, égal à la moyenne des salaires perçus par les individus appartenant à cette cohorte.

D'une cohorte à l'autre, le salaire permanent a augmenté jusqu'aux cohortes nées au début des années quarante, puis il a ensuite baissé jusqu'à la cohorte née en 1956. Depuis, la baisse de la rémunération annuelle perçue est principalement due à la baisse du nombre de jours travaillés par année et au développement des formes particulières d'emploi. Elle est beaucoup plus sensible chez les hommes que chez les femmes. Contrairement aux hommes, ces dernières continuent à bénéficier d'un effet de cohorte favorable.

Dans les générations nées après 1950, l'équilibre de naguère entre la progression du salaire avec l'âge et la rémunération des nouveaux entrants a été rompu. La rémunération de ces générations en début de vie active s'est dégradée, mais ce recul a été compensé par une progression plus rapide en début de carrière.

Ce nouvel équilibre s'accompagne, par ailleurs, d'une différenciation plus grande des trajectoires individuelles au sein des cohortes. Ces divergences de parcours entre salariés concernent plus la progression des rémunérations que leur niveau. Alors que la dispersion des carrières salariales avait régulièrement diminué de la cohorte 1938 à la cohorte 1954, les itinéraires sont à nouveau de plus en plus différenciés depuis la cohorte 1956, arrivée sur le marché de l'emploi à la fin des « trente glorieuses ».

* Malik Koubi appartient à la division Salaires et revenus d'activité de l'Insee.
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Les parcours salariaux sont infiniment plus diversifiés que les salaires observés à un instant donné. Le temps est en effet une source de différenciation entre les parcours des salariés, dont les trajectoires divergent au gré des décisions individuelles ou des événements qui jalonnent leur devenir professionnel. Pour autant, une carrière salariale n'est pas la simple juxtaposition de salaires qui se suivraient de manière aléatoire. Elle fait généralement preuve d'une certaine cohérence traduisant les constantes propres à l'histoire professionnelle de l'individu. C'est Mincer qui a formalisé le premier cette cohérence temporelle des carrières salariales, en faisant l'hypothèse que les progressions salariales étaient liées aux décisions des agents en matière de formation. Cette dernière peut être considérée comme un investissement qui améliore les capacités productives du salarié dont le salaire constitue le rendement final. Mincer montre ainsi que le salarié a intérêt à concentrer préférentiellement ses efforts de formation en début de carrière. Le profil salarial d'ensemble peut ainsi être relié aux caractéristiques individuelles des salariés et à leur histoire professionnelle. La notion de carrière salariale fait aussi référence à une certaine institutionnalisation par les employeurs des carrières de leurs salariés. Dans un but d'incitation et de fidélisation de leurs salariés, les entreprises ont en général intérêt à aménager des progressions régulières de salaire avec l'âge, qui ne reflètent pas exactement l'évolution conjointe de la productivité des salariés.

Dans l'approche inter-temporelle des carrières adoptée, la date de naissance d'un salarié joue un rôle déterminant sur son profil salarial. Les salariés nés la même année partagent un ensemble de déterminants qui influencent leurs parcours professionnels. Issus du même système scolaire, ils ont également subi les mêmes chocs économiques aux mêmes moments de leur cycle de vie et se trouvent ainsi avoir en commun, du fait même de leur appartenance à une même cohorte (1), des trajectoires en partie similaires, comme c'est déjà visible sur la structure des cohortes (2). Aussi compare-t-on les carrières salariales des cohortes de salariés qui se sont succédées sur le marché de l'emploi entre 1967 et 2000. Une décomposition des évolutions salariales selon des effets de période, d'âge et de cohorte permet de décrire finement les carrières salariales individuelles : quelques paramètres rendent compte de la forme de la carrière de chaque salarié et des variations de son salaire. On peut ensuite mesurer les différences de parcours existant en moyenne entre les cohortes,

mais aussi, au sein de celles-ci, entre les parcours des salariés qui les composent.

La notion de salaire permanent caractérise chaque cohorte. Elle permet de mesurer la part de l'évolution des salaires qui est imputable à l'appartenance à une cohorte. À cet « effet de cohorte » se surajoute un profil par âge, calculé en moyenne sur toutes les cohortes : la variation du salaire résulte de la composition de ces deux effets. Ce profil peut d'ailleurs ne pas être le même pour les hommes et pour les femmes. Il est susceptible de déformations d'une cohorte à l'autre, la progression du salaire en début, milieu et fin de carrière pouvant être affectée de variations sensibles. La dispersion des salaires au sein d'une même cohorte est également une caractéristique sujette à évolution d'une cohorte sur l'autre. Enfin, d'une cohorte à l'autre, les profils salariaux peuvent évoluer différemment selon les caractéristiques des salariés (catégorie sociale, conditions d'emploi, secteur d'activité, région, sexe, etc.). Telles sont les questions soulevées par l'analyse inter-temporelle présentée dans cet article.

Effets de date, d'âge et de cohorte, et carrières « relatives »

Pour comparer les carrières salariales de salariés ayant vécu à des époques différentes, il est nécessaire de prendre en compte les effets de date et d'âge. Les effets de date modélisent l'évolution annuelle de l'ensemble des salaires de l'économie. Tenir compte de cette évolution est nécessaire en dehors des situations de croissance équilibrée, afin de séparer, dans l'évolution du salaire d'un individu donné, ce qui tient à l'évolution générale commune à tous les salariés, et celle qui lui est propre. Les chocs économiques ont en effet un impact considérable sur les carrières salariales. Ainsi, après le ralentissement économique de la fin des années 1970, le rythme de croissance du salaire s'est infléchi au sein de chaque cohorte, ce que l'on peut constater lorsqu'on représente l'évolution du salaire moyen de chaque cohorte en euros constants (cf. graphique I). Dans la mesure où l'on s'intéresse aux spécificités salariales de chaque cohorte de salariés, les carrières salariales doivent être purgées des chocs affectant l'économie dans son ensemble. C'est pourquoi le

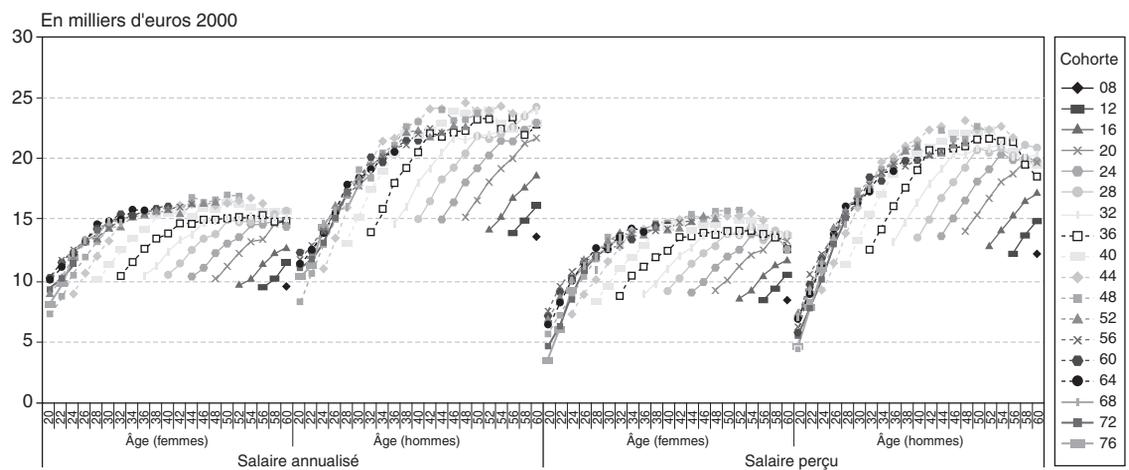
1. On utilisera indistinctement le terme de cohorte ou celui de génération.

2. Voir dans ce numéro Malik Koubi, « Les trajectoires professionnelles : une approche par cohorte ».

salaires sera systématiquement déflaté par le salaire moyen de l'économie à la date observée : sauf indication contraire, l'analyse portera sur ce *salaires relatif* (Lollivier et Payen, 1990), robuste aux chocs économiques globaux. Les profils salariaux sont de cette façon évalués en écart au « tapis roulant » qui entraîne l'ensemble des salaires. Le salaire relatif est bien adapté à la comparaison des cohortes car il mesure la position dans la hiérarchie salariale. Il semble à cet égard un indicateur plus pertinent que l'indicateur habituel (salaire déflaté par les prix), qui mesure pour sa part un pouvoir d'achat. Les carrières « relatives » (exprimées en pourcentage du salaire moyen) ont de bonnes propriétés for-

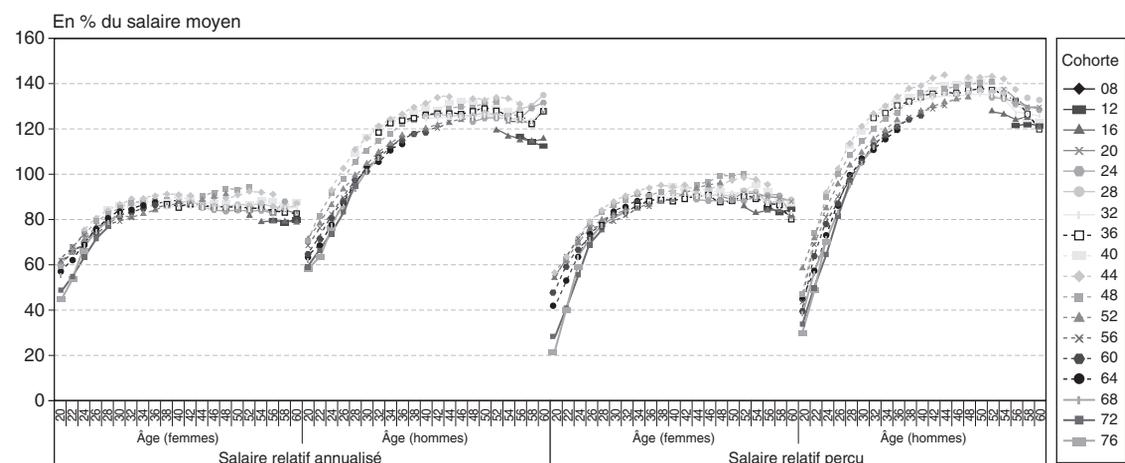
nelles. Elles sont plus lisses que les carrières en euros constants car elles sont peu affectées par les changements importants de régime de croissance de l'économie. Ainsi, alors que le ralentissement économique de la fin des années 1970 introduit une hétérogénéité entre les carrières en euros constants des différentes cohortes, les carrières relatives ne sont, elles, que peu affectées par ces chocs (cf. graphique II). Cette robustesse aux chocs globaux se prête davantage aux comparaisons d'une cohorte à l'autre, la forme des carrières relatives étant plus stable dans le temps. À l'appui de ce constat, on peut montrer que le salaire moyen possède la propriété formelle d'être, parmi tous les déflateurs possibles,

Graphique I
Carrières moyennes par cohortes en euros constants (salaire réel)



Lecture : le salaire pris en compte est le salaire net imposable.
Champ : salariés du secteur privé.
Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

Graphique II
Salaires relatifs par cohorte et par âge



Lecture : le salaire relatif est le salaire net imposable rapporté à sa moyenne de l'année sur l'ensemble de l'économie.
Champ : salariés du secteur privé.
Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

celui qui minimise l'écart entre les carrières salariales des différentes cohortes.

La comparaison des cohortes doit également tenir compte de l'évolution du salaire avec l'âge, qui caractérise toute carrière salariale. L'effet d'âge se comprend comme le profil de carrière du salarié : à tel âge ou avec telle expérience, on est plus ou moins rémunéré qu'à tel autre âge. L'effet d'âge peut être considéré comme un résumé des transformations qui se produisent tout au long du cycle de vie professionnel et qui constituent la matière de la carrière salariale. Tenir compte de cet effet est d'autant plus nécessaire que, sur la période étudiée, toutes les cohortes ne sont pas observées au même moment de leur cycle de vie. Ne pas tenir compte de cette hétérogénéité introduite par les données fausserait la comparaison. L'importance accordée aux effets de date, d'âge et de cohorte est justifiée par leur pouvoir explicatif : joints aux effets croisés d'âge et de cohorte, ils expliquent trois quarts de la variation du salaire sur la période étudiée.

Disposer d'un panel

Pour pouvoir identifier les effets de date, d'âge et de cohorte, il est nécessaire de disposer d'un panel permettant de reconstituer les carrières salariales individuelles. Les salariés dont le parcours est suivi sont issus d'un échantillon au 1/25^e des déclarations annuelles de données sociales (DADS). Les données utilisées couvrent la période allant de 1967 à 2000 (3). Les principales variables observées chaque année sont le salaire net imposable, la durée travaillée dans l'année exprimée en nombre de jours (4), la catégorie sociale, la condition d'emploi et des indications géographiques et sectorielles. L'effectif comprend au total 1 780 000 salariés, dont 750 000 femmes et 1 030 000 hommes, et 31 points annuels.

Un effet d'âge supposé commun à toutes les cohortes

Dans un premier temps, on compare les carrières moyennes des différentes cohortes de salariés à l'aide d'un indicateur simple qui mesure la position moyenne que chacune d'elle a occupée durant sa carrière dans la hiérarchie des salaires de l'économie, cette hiérarchie étant considérée sur l'ensemble de la période d'observation. Du fait que l'on n'observe qu'une partie de la carrière de chaque cohorte, partie qui n'est

de surcroît pas la même pour toutes les cohortes, il est nécessaire de calculer les différences salariales simplement dues à l'âge, afin de les éliminer de la comparaison. Incorporer cet effet d'âge dans la comparaison induirait en effet un biais, dû au fait que certaines cohortes sont observées au cours des meilleures années de leur carrière alors que d'autres le sont au cours de leurs plus mauvaises. Pour raisonner à âge égal, la solution la plus naturelle consiste à supposer que l'effet de l'âge est le même pour toutes les cohortes (5). On évalue cet effet d'âge moyen afin d'en corriger les carrières observées, pour pouvoir comparer les différentes cohortes à âge égal.

Des carrières plus favorables pour les salariés nés dans les années quarante

Une première estimation du salaire permanent a été faite pour les salariés à temps plein et en considérant le salaire annualisé. Pour cette estimation, trois phases apparaissent nettement dans l'évolution du salaire permanent des cohortes (cf. graphique III-A). Le salaire permanent a progressé de la cohorte née en 1916 jusqu'à la cohorte née en 1942, puis a baissé progressivement jusqu'à la cohorte née en 1956. Pour les cohortes suivantes, le salaire permanent stagne ou progresse légèrement. Cette évolution est en accord avec les résultats de Lollivier et Payen (1990), tout au moins sur la période couverte par leur étude, qui allait jusqu'en 1982 et concernait les cohortes nées de 1904 à 1960. Elle est également cohérente avec l'évolution de la structure par qualification des cohortes (6).

La prise en compte de la durée de paie et des salariés non à temps plein modifie l'estimation de cette évolution pour les cohortes nées après 1956 (7). Ces différences s'expliquent par l'évo-

3. Voir dans ce numéro Malik Koubi, « Les trajectoires professionnelles : une approche par cohorte ». Il y a cependant des années qui manquent dans les fichiers des DADS : il s'agit des années 1981, 1983, et 1990, en raison de la coïncidence de ces années avec le traitement des recensement de la population.

4. Le nombre d'heures travaillées dans l'année n'est disponible que depuis 1993.

5. Voir dans ce numéro Malik Koubi, « Les trajectoires professionnelles : une approche par cohorte ».

6. Voir dans ce numéro Malik Koubi, « Les trajectoires professionnelles : une approche par cohorte ».

7. Les courbes relatives aux différentes estimations ont été mises sur le même graphique par commodité. Elles ne peuvent être comparées entre elles, car elles correspondent à des décompositions distinctes en effets de date, d'âge et de cohorte. Chacune de ces décompositions n'est de plus définie qu'à une constante additive près, constante qu'on peut toujours retrancher à l'ensemble des effets d'âge pour l'ajouter à l'ensemble des effets de cohorte. Chacune des courbes n'a de sens qu'en évolution.

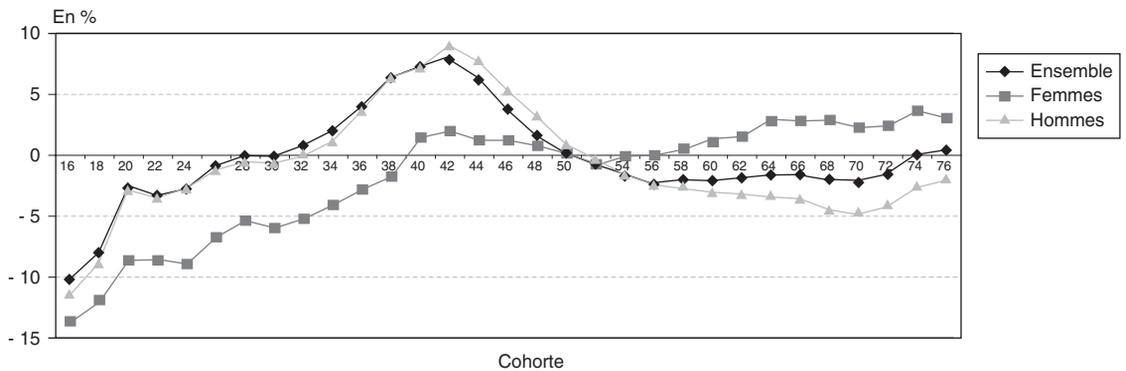
lution de la durée de paie et par le développement des conditions d'emploi particulières qui n'ont pas affecté de la même manière toutes les classes d'âge (8). Ainsi, l'activité non à temps plein est nettement plus représentée en début de carrière parmi les salariés nés après 1950 et en

fin de carrière parmi les salariés nés après 1928 que dans les autres cohortes. De même, le nombre de jours rémunérés annuellement a forte-

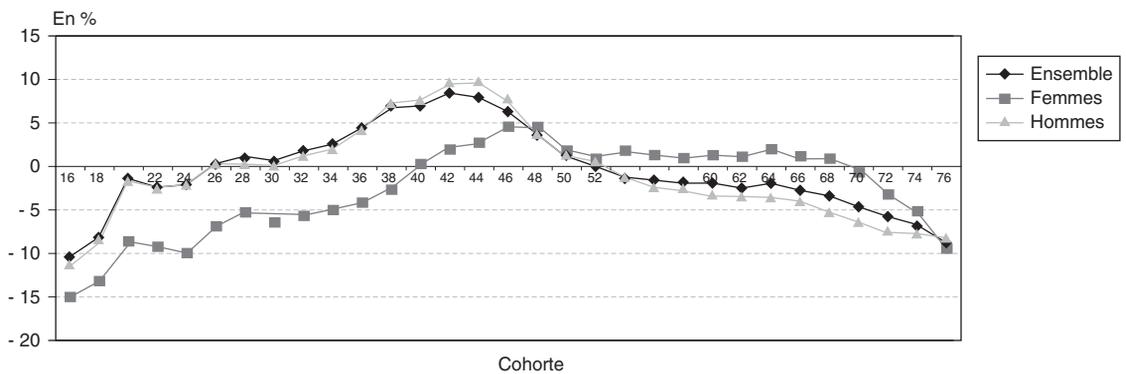
8. Voir dans ce numéro Malik Koubi, « Les trajectoires professionnelles : une approche par cohorte ».

Graphique III
Salaire permanent par cohorte

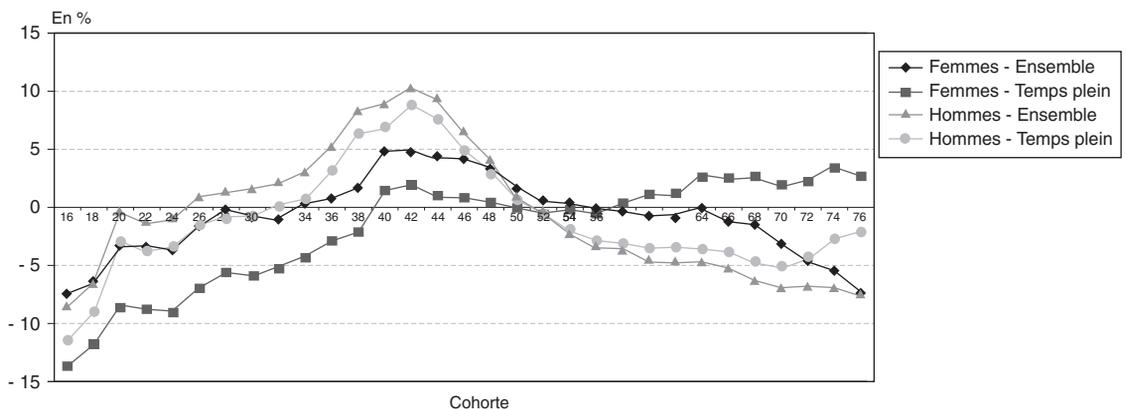
A - Salaire annualisé permanent (salariés à temps plein)



B - Salaire perçu permanent (salariés à temps plein seulement)



C - Salaire annualisé permanent (ensemble du champ y compris salariés non à temps plein)



Lecture : on a porté en ordonnée des écarts de salaire permanent à une référence fixée pour chaque courbe, mais éventuellement différente d'une courbe à l'autre. La différence entre les ordonnées des points appartenant à une même courbe représente des écarts de salaire permanent en %. Ainsi (graphique A, courbe de l'ensemble), la cohorte née en 1942 a un salaire annualisé permanent (net des effets de date et d'âge) de huit points supérieur à celui de la cohorte née en 1930.

Champ : salariés du secteur privé à temps plein (graphiques A et B), salariés du secteur privé y compris non à temps plein (graphique C).
Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

ment baissé pour les cohortes nées après 1950, baisse qui a concerné surtout le début de carrière.

Les autres estimations consistent donc d'une part à étendre l'estimation aux salariés non à temps plein et d'autre part à considérer le salaire perçu (qui est sensible à la durée de paie) au lieu du salaire annualisé. L'élargissement du champ aux conditions d'emploi particulières pèse ainsi sensiblement sur le revenu permanent des cohortes nées après 1964, et particulièrement pour les femmes (cf. graphique III-C). Par ailleurs, le salaire perçu a tendance à diminuer au fil des cohortes (cf. graphique III-B), alors que le salaire annualisé se maintient. Le recul des cohortes récentes dans la hiérarchie des salaires s'explique donc surtout par la baisse importante du nombre de jours travaillés en début de carrière ainsi que par la multiplication des formes d'emploi particulières. En revanche, le taux de salaire journalier se maintient, ou augmente même légèrement pour les cohortes récentes.

La conjoncture en début de carrière semble également avoir un effet durable sur l'ensemble de la carrière. Ainsi, c'est la cohorte née en 1956, qui débute sa carrière à la fin des années 1970, qui a le salaire permanent le plus bas. Le recul observée entre les cohortes 1944 et 1952 tient peut-être à l'augmentation de la taille des cohortes dont Berger (1989) montre, sur données américaines, qu'elle pourrait avoir un effet sur les carrières salariales. La cohorte née en 1944 est en effet précisément à la charnière entre les cohortes peu nombreuses nées avant la guerre et les générations du *baby-boom*. La baisse du rendement apparent du diplôme, qui résulte d'une plus grande offre de travail qualifié, conduirait les cohortes plus nombreuses à faire moins d'investissements en formation. Elles seraient donc moins qualifiées et auraient de ce fait des profils de carrière moins ascendants. La part du recul du salaire permanent imputable à ce phénomène est cependant beaucoup moins importante dans le cas de la France. En effet, les différences d'effectif entre les cohortes y sont de bien moindre ampleur qu'aux États Unis.

Le salaire permanent évolue différemment d'une cohorte à l'autre selon les catégories de salariés. Ainsi, la stabilisation du salaire annualisé depuis la cohorte née en 1956 est largement due à une amélioration substantielle de la situation des femmes exerçant leur activité à temps plein. En revanche, l'effet de la cohorte sur le salaire perçu leur est moins favorable, car leur durée moyenne de travail a plus diminué en début de carrière que

celle des hommes (9). Au total, entre la cohorte née en 1956 et celle née en 1976, les femmes à temps plein voient leur salaire relatif annualisé progresser de 4 % et les hommes à temps plein de 1 %. En revanche, le salaire relatif annualisé de l'ensemble des femmes (y compris les salariées non à temps plein) baisse de 7 % et celui des hommes baisse de 4 %.

Après 30 ans, les femmes rattrapent une partie de leur retard salarial

L'estimation précédente permet également de calculer un effet d'âge moyen, qui mesure, en moyenne sur toutes les cohortes, la façon dont le salaire progresse tout au long du cycle de vie (cf. graphique IV). L'augmentation du salaire relatif est forte en début de carrière, puis ralentit. Pour un salarié moyen, le salaire relatif progresse de 25 % entre 20 et 30 ans (le salaire nominal progresse donc de 25 points de plus que le salaire moyen), de 7 % entre 30 et 50 ans et diminue de 2 % entre 50 et 60 ans (le salaire augmente alors moins vite que le salaire moyen).

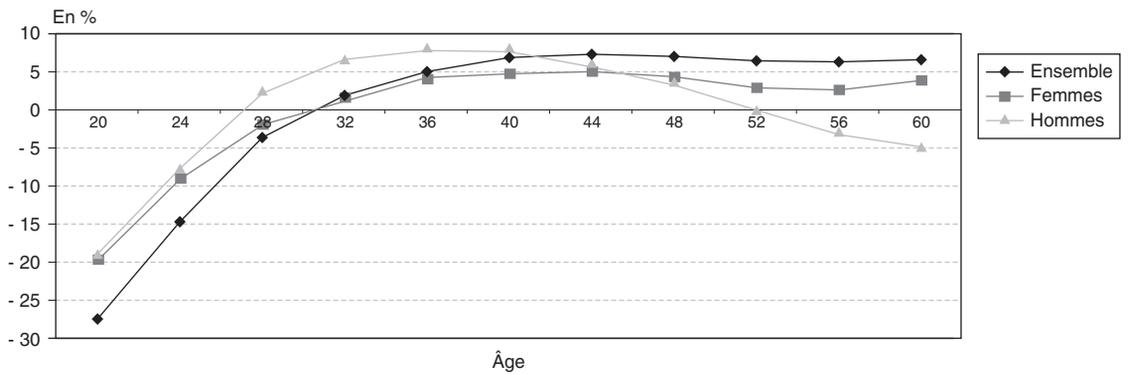
Cette évolution moyenne cache en réalité des évolutions très diverses selon les catégories de salarié considérée, qui n'ont pas toutes le même cycle de vie professionnel ni le même profil de salaire. Toutes cohortes confondues, il existe en particulier des différences importantes de profil salarial entre les hommes et les femmes. Durant leur carrière, le salaire des femmes croît plus régulièrement que celui des hommes (cf. graphique IV). Il augmente moins vite que celui des hommes en début de carrière, ce qui est conforme aux estimations de Le Minez et Roux (2001). L'avantage salarial masculin s'accroît ainsi durant les premières années d'activité. En revanche, cette tendance s'inverse à partir de 36 ans, âge au delà duquel les femmes parviennent à maintenir leur position dans la hiérarchie salariale, tandis que les salaires des hommes augmentent alors moins vite que le salaire moyen. L'évolution du salaire dans la deuxième partie de carrière est ainsi plus favorable aux femmes qu'aux hommes, bien que l'écart en niveau reste conséquent. Ce résultat doit cependant être nuancé par l'existence possible d'un biais de sélection en faveur des femmes les plus productives après 35 ans. En raison des difficultés qui existent à reprendre un emploi après une interruption et compte tenu de l'éventuelle exis-

9. Voir dans ce numéro Malik Koubi, « Les trajectoires professionnelles : une approche par cohorte ».

tence de stratégies de couple impossibles à prendre en compte avec les données dont on dispose, seules resteraient en lice après 35 ans, les femmes les plus attachées à l'exercice d'une activité professionnelle. Cette sélection en faveur des plus performantes expliquerait en partie des carrières plus favorables après 35 ans. Une manière de limiter cet effet de sélection, qui sera introduite plus loin, est de raisonner à statut de participation égal entre les salariés.

La différence de profil de carrière entre les hommes et les femmes a pour conséquence une évolution en deux temps des inégalités entre sexes à l'intérieur d'une cohorte qui se répercute sur l'évolution d'une cohorte à l'autre : le rapport du salaire masculin au salaire féminin augmente avec l'âge au sein d'une même cohorte en première partie de carrière et diminue ensuite. D'une cohorte à l'autre, sa tendance est cependant à la baisse (cf. graphique V).

Graphique IV
Effet de l'âge sur le salaire annualisé

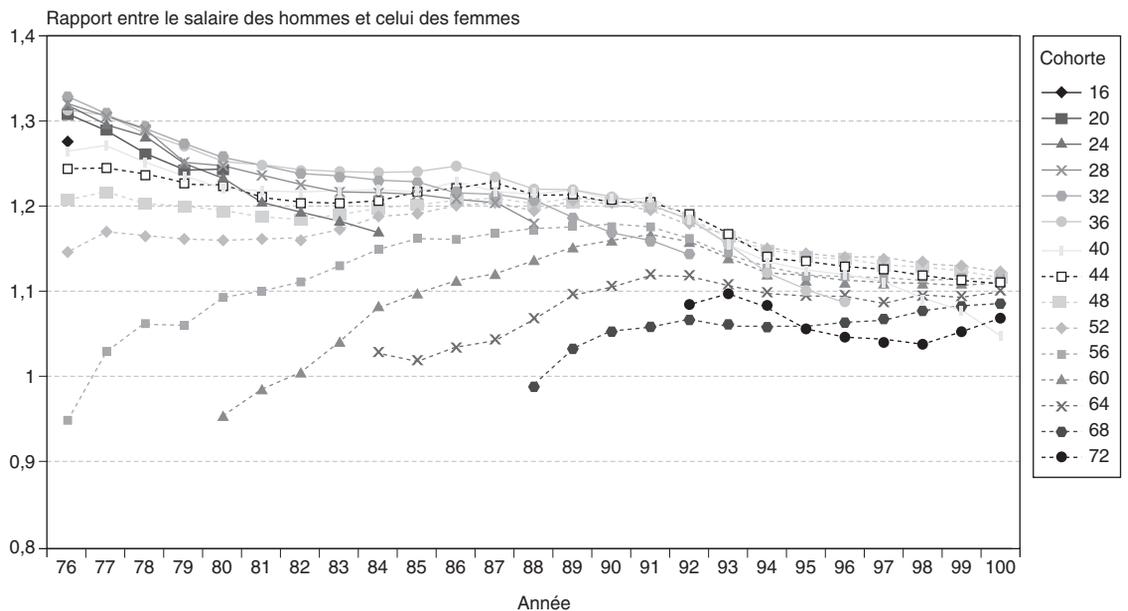


Lecture : on a porté en ordonnée les écarts de salaire relatif (en % du salaire moyen) par rapport à une référence fixée pour chaque courbe. Pour plus de détails se reporter au graphique III. Ainsi (courbe de l'ensemble), dans une cohorte moyenne, le salaire relatif augmente de 20 % entre 24 et 36 ans.

Champ : salariés du secteur privé à temps plein.

Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

Graphique V
Disparités salariales entre hommes et femmes par année et par cohorte



Lecture : le rapport du salaire des hommes à celui des femmes est évalué à chaque date (en abscisse) et pour chaque cohorte. On dispose ainsi des évolutions de ce rapport avec la date (il décroît sur la période) au sein d'une cohorte en suivant la courbe correspondante (au sein d'une cohorte, ce rapport croît jusqu'à l'âge de 35 ans et décroît ensuite) et d'une cohorte à l'autre.

Champ : salariés du secteur privé.

Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

Modéliser les profils salariaux individuels

La prise en compte d'informations sur la forme globale du profil salarial permet d'appréhender et de comparer les carrières salariales avec plus de précision. Les profils salariaux sont pour cela évalués séparément sur trois parties de carrière : entre 20 et 30 ans, entre 30 et 50 ans et entre 50 et 60 ans. Cette approche séparée possède deux avantages. D'une part, elle permet une approche différenciée de trois phases du cycle de vie qui répondent à des dynamiques salariales propres. D'autre part, elle permet de pallier l'absence de cylindrage des données : on ne retiendra pour l'étude d'une partie de carrière donnée, que les cohortes présentes sur l'ensemble de cette partie de carrière.

La comparaison des carrières salariales est étendue à d'autres éléments que le salaire permanent, comme le taux de croissance moyen du salaire. En effet, les carrières individuelles ne diffèrent pas seulement par le salaire permanent qui leur est associé. D'autres paramètres ont des incidences microéconomiques importantes. Ainsi, à salaire permanent égal, le profil de répartition du salaire par âge, par les anticipations qu'il nourrit, influence les habitudes de consommation ou le profil d'épargne. De même, l'instabilité du salaire conduit généralement les agents à épargner davantage. Grâce au cylindrage des données, il n'est plus nécessaire d'avoir recours à l'hypothèse, faite jusqu'ici, d'un profil de salaire par âge identique pour toutes les cohortes. Au contraire, il est possible de mettre en évidence une transformation des profils salariaux d'une cohorte à l'autre.

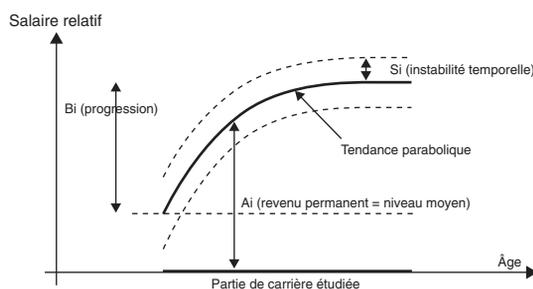
Sur chaque partie de carrière, la carrière salariale de chaque salarié a été modélisée en s'inspirant de Lollivier et Payen (1990). Ce modèle estime le logarithme du salaire nominal en fonction de trois termes : des effets temporels com-

muns à tous les salariés, le profil de carrière propre au salarié, et des variables prenant en compte un biais de sélection éventuel. Le profil de carrière est approché par un profil parabolique (forme quadratique de l'âge) et ses coefficients permettent de mesurer la composante permanente du salaire ainsi que sa progression, cela pour la partie de carrière concernée. Le résidu de la régression, enfin, fournit une mesure de l'instabilité du salaire du salarié (cf. encadré 1 et schéma).

Progression salariale : au fil des cohortes, la dispersion s'accroît en début et en fin de carrière

Ce modèle a été évalué, pour chaque salarié, sur les trois parties de carrière (20-30 ans, 30-50 ans et 50-60 ans). Cette estimation a été réalisée pour les salariés à temps plein, à partir de leur salaire annualisé, en ne retenant sur chaque partie de carrière que les salariés observés au moins cinq années. Les statistiques d'ensemble sur les paramètres estimés au niveau individuel permettent de préciser certains constats antérieurs. Un salarié gagne en moyenne 90 % du salaire moyen entre 20 et 30 ans et 130 % de celui-ci entre 30 et 50 ans. La position des salariés âgés dans la hiérarchie salariale s'est constamment améliorée, de la cohorte des salariés nés en 1918 à celle des salariés nés en 1940 (cf. graphique VI). Entre 50 et 60 ans, les salariés nés en 1918 gagnent un peu moins de 120 % du salaire moyen, quand sur la même partie de carrière, ceux nés en 1940 gagnent une fois et demi le salaire moyen. L'analyse par catégorie de salariés permet d'affiner le constat. Aussi affecte-t-on une catégorie socioprofessionnelle à chacune des parties de carrière relatives à chaque salarié (10). L'amélioration de la position des salariés âgés est particulièrement importante chez les ouvriers (cf. graphique VII). Entre 50 et 60 ans, les ouvriers nés en 1918 gagnaient 80 % du salaire moyen de l'année et ceux nés en 1930 gagnaient 95 % du salaire moyen. Les cadres âgés ont, au contraire, perdu quelques places dans la hiérarchie des salaires. Un cadre né en 1918 gagnait 220 % du salaire moyen entre 50 et 60 ans. Un cadre né en 1938 gagne

Schéma
Les carrières individuelles : paramètres estimés par le modèle



Lecture : voir encadré 1.

10. Pour affecter une telle catégorie socioprofessionnelle à chaque partie de carrière, les caractéristiques de chaque salarié ont été figées sur chaque partie de carrière à leur valeur la plus proche du milieu de carrière. Par exemple, entre 30 et 50 ans, ont été classés dans la catégorie des cadres ceux qui ont occupé principalement cette fonction entre 40 et 45 ans. Entre 20 et 30 ans, c'est le statut observé entre 26 et 30 ans qui a servi de critère. Enfin, entre 50 et 60 ans, on a attribué au salarié ses caractéristiques principalement observées entre 50 et 54 ans.

L'ESTIMATION DES PROFILS DE CARRIÈRE INDIVIDUELS

Le modèle

Sur une partie de carrière donnée, la carrière de chaque salarié a été modélisée, comme dans Lollivier et Payen (1990), par une fonction quadratique de l'âge, de façon à en capturer les principales évolutions selon l'équation suivante :

$$lw_{it} = \mu e + \sum_{t \in AN - \{2000\}} \alpha_t b_t + A_i \cdot b_{R1} + B_i * x_1(a) \cdot b_{R1} + C_i * x_2(a) \cdot b_{R1} + M_{it} b_{R1} \lambda + u_{i,t}$$

La signification des différents termes est la suivante :

- Des effets temporels b_t , communs à tous les salariés, qui modélisent l'évolution du salaire commune à toute l'économie.
- Des paramètres A_i , B_i , C_i décrivant le profil de carrière de chaque salarié. L'évolution du salaire avec l'âge propre au salarié i est modélisée par une tendance parabolique. Les deux fonctions de l'âge $x_1(a)$ et $x_2(a)$ qui servent à décomposer cette tendance ont été choisies de façon à donner un contenu interprétable aux trois coefficients estimés, A_i , B_i , C_i . Si [Agedeb, Agefin] est l'intervalle d'âges correspondant à la partie de carrière étudiée, ces fonctions sont définies de la manière suivante :

$$x_1 = x(a) - \frac{1}{2} \quad x_2 = \frac{1}{2} x(a)^2 - \frac{1}{2} x(a) + \frac{1}{12}$$

avec $x(a) = (a - \text{Agedeb}) / (\text{Agefin} - \text{Agedeb})$

Les paramètres A_i , B_i et C_i mesurent de cette manière respectivement la composante permanente du salaire (son niveau moyen sur la période), sa progression et sa courbure.

- Les variables M_{it} et b_{R1} ont un rôle plus technique. Les M_{it} forment un jeu de variables capturant le statut de présence du salarié. Elles sont ajoutées au modèle afin de prendre en compte, certes imparfaitement, un éventuel biais de sélection. La présence de la fonction caractéristique b_{R1} remplace les contraintes identifiantes habituellement nécessaires dans ce type de modèle (1).

- Le résidu u_{it} qui est un aléa supposé homoscédastique. Ce résidu mesure l'écart existant à chaque date entre le salaire observé du salarié i et la tendance parabolique de sa carrière. Il permet de calculer une mesure de l'instabilité du salaire de i . La dispersion du résidu tout au long de la carrière d'un salarié peut être en effet considérée comme une estimation de l'instabilité de son salaire. Le schéma récapitule les différents paramètres de chaque carrière que le modèle permet d'estimer.

Traitement des biais de sélection

Les estimations économétriques ont été faites sur données non cylindrées, afin de conserver la représentativité de l'échantillon. L'estimation sur données de

panel pour des échantillons non cylindrés ne pose pas de problème particulier, comme l'ont montré (Baltagi, 1985) et (Kapteyn et Wansbeek, 1989). De plus l'absence de cylindrage évite certains biais de sélection et d'attrition, qui proviennent du fait que les salariés présents toute la période ont aussi les meilleures chances d'avoir les plus hauts salaires, toutes choses (observables) égales par ailleurs.

L'absence de cylindrage n'évite cependant pas certains biais de sélection endogène. Celle-ci consiste en ce qu'un salarié peut, en fonction du salaire qu'il anticipe, choisir de ne pas participer au marché du travail. Or certaines caractéristiques non directement observables de l'individu influencent à la fois son choix de participer et le niveau de son salaire et peuvent de ce fait être considérées comme des variables omises. Il en résulte un biais dans l'estimation des coefficients de la fonction de gain, dans la mesure où ces variables omises sont corrélées avec le résidu de l'équation de gain (certains effets de ces caractéristiques inobservées s'expriment alors par les coefficients des variables observées et les biaisent).

Pour corriger ce biais, la procédure habituellement utilisée, due à Heckman, consiste à inclure parmi les régresseurs une fonction du résidu d'une équation de participation. Guillotin et Sevestre (1994) notent que la procédure est lourde à mettre en œuvre sur données de panel. Elle a aussi l'inconvénient de modéliser de manière unidimensionnelle le processus de sélection qui peut en fait résulter de la superposition de phénomènes hétérogènes : jeunes effectuant leur service national, périodes de chômage, congé de maternité, sortie des chefs d'entreprise salariés vers le champ des indépendants, etc.). La méthode Nijman Verbeek (1992) que l'on utilise ici consiste à ajouter au modèle des variables liées au statut de participation du salarié. Cette méthode ne suppose pas de processus de sélection unique et approche de manière satisfaisante la correction mise en jeu par la méthode d'Heckman. Les régresseurs supplémentaires que l'on a introduits sont les suivants :

NPRES : nombre d'années de présence.

PREC1 : 1 si présent l'année $n - 1$, 0 sinon.

SUIV1 : 1 si présent l'année $n + 1$, 0 sinon.

CC : 1 si sortie définitive avant la dernière année observée (l'année 2000 ici) et après une carrière ininterrompue, 0 sinon.

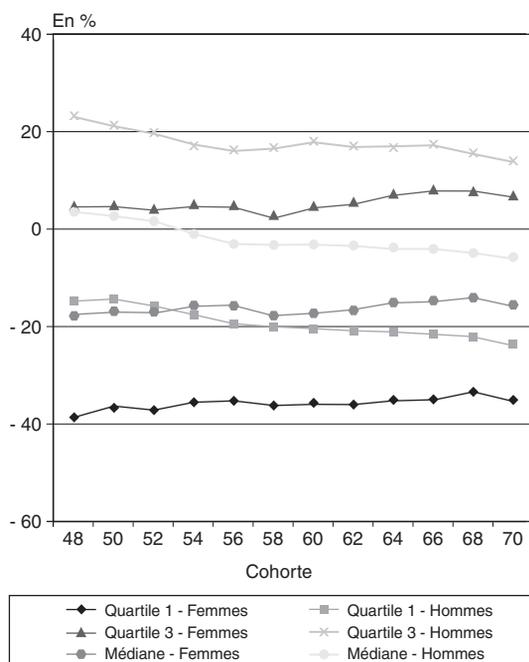
1. Voir Lollivier et Payen (1990) et l'encadré 2.

juste le double du salaire moyen. Les écarts de salaire entre catégories socioprofessionnelles s'amplifient avec l'âge. Entre 20 et 30 ans, un cadre gagne en moyenne 120 % du salaire moyen de l'année, un ouvrier 80 %

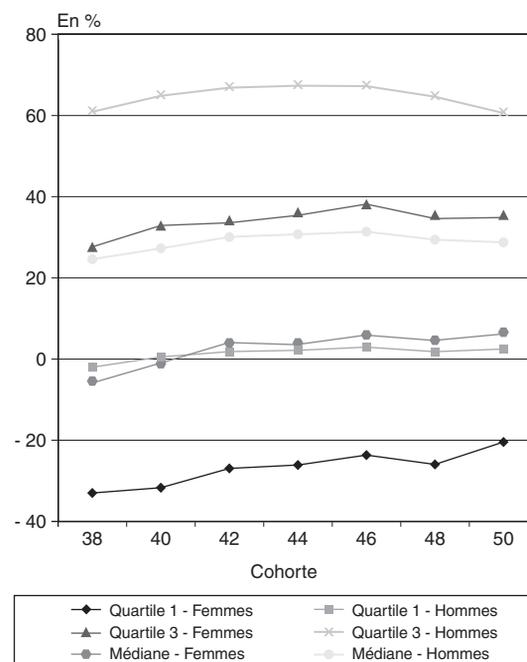
50 ans, le salaire d'un cadre atteint 190 % du salaire moyen alors qu'un ouvrier gagne 95 % du salaire moyen. Le salaire progresse ensuite légèrement pour les cadres alors qu'il évolue peu pour les ouvriers.

Graphique VI
Quartiles de salaire permanent sur trois parties de carrière (salariés à plein temps)

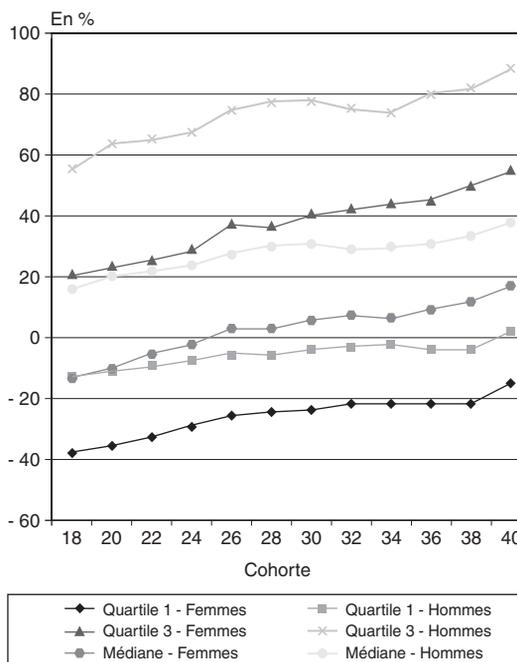
A - Début de carrière (20-30 ans)



B - Milieu de carrière (30-50 ans)



C - Fin de carrière (50-60 ans)



Lecture (graphique A) : entre 20 et 30 ans, dans la cohorte des salariés à temps plein nés en 1960, la médiane du salaire permanent des femmes se situait 17,3 % au-dessous du salaire moyen et celle des hommes 2,7 % au-dessous.
 Champ : salariés du secteur privé à temps plein présents au moins cinq ans au cours de la partie de carrière considérée.
 Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

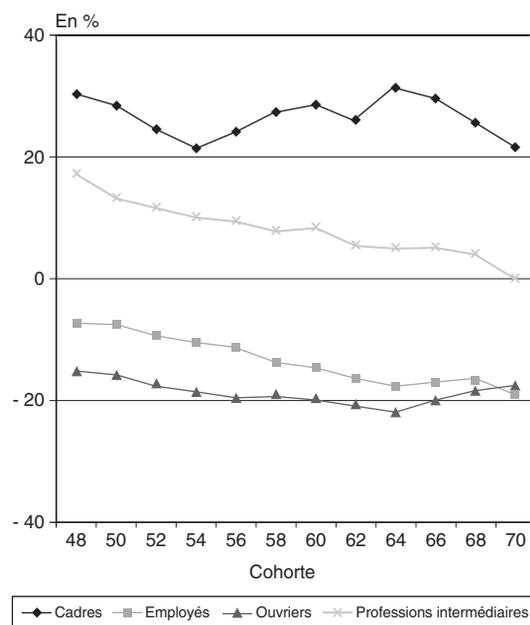
La plus forte progression salariale a lieu en début de carrière. Entre 20 et 30 ans, le salaire relatif progresse en moyenne de 50 %. La progression est particulièrement marquée pour les cadres qui doublent leur salaire entre 20 et 30 ans et creusent l'écart avant 30 ans avec les autres catégories de salariés. À l'autre extrême, les ouvriers ne voient leur salaire progresser que de 25 à 40 % selon la cohorte considérée. Cette

progression se réduit à 20 % entre 30 et 50 ans (plus de 40 % pour les cadres) et s'annule, où devient même négative entre 50 et 60 ans pour toutes les catégories socioprofessionnelles.

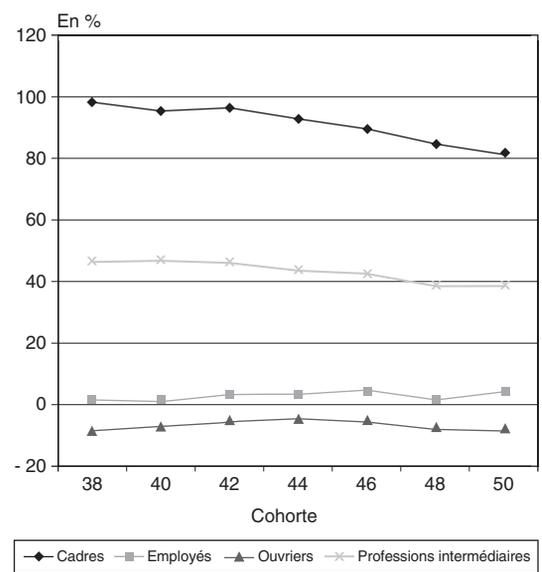
Si le salaire permanent des femmes est inférieur à celui des hommes sur les trois parties de carrière, l'écart se réduit d'une cohorte à l'autre. Chez les salariés nés dans les années 1920,

Graphique VII
Médiane du salaire permanent par catégorie socioprofessionnelle et par cohorte (salariés à temps plein)

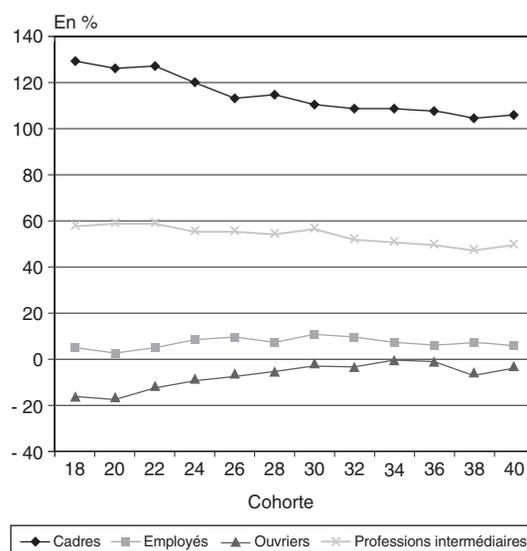
A - Début de carrière (20-30 ans)



B - Milieu de carrière (30-50 ans)



C - Fin de carrière (50-60 ans)



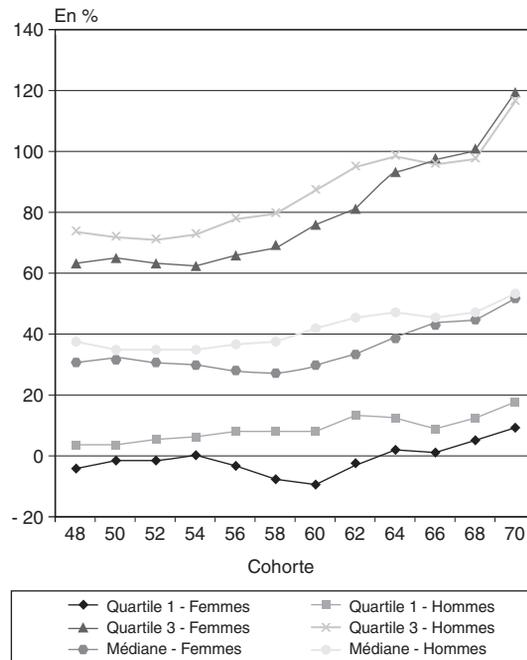
Lecture (graphique A) : entre 20 et 30 ans, dans la cohorte des salariés à temps plein nés en 1960, la médiane du salaire permanent des femmes se situait 29 % au-dessous du salaire moyen et celle des ouvriers 19 % au-dessous.
Champ : salariés du secteur privé à temps plein présents au moins cinq ans au cours de la partie de carrière considérée.
Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

l'écart entre le salaire relatif des hommes et celui des femmes, évalué entre 50 et 60 ans est de 40 points. Entre 20 et 30 ans, le salaire relatif des femmes salariées nées en 1948 est inférieur de 20 points à celui de leurs homologues masculins, l'écart étant ramené à 10 points pour la cohorte née en 1970. Le salaire des femmes progresse moins que celui des hommes entre 20 et 30 ans, mais il progresse plus entre 30 et 50 ans et entre 50 et 60 ans (cf. graphique VIII).

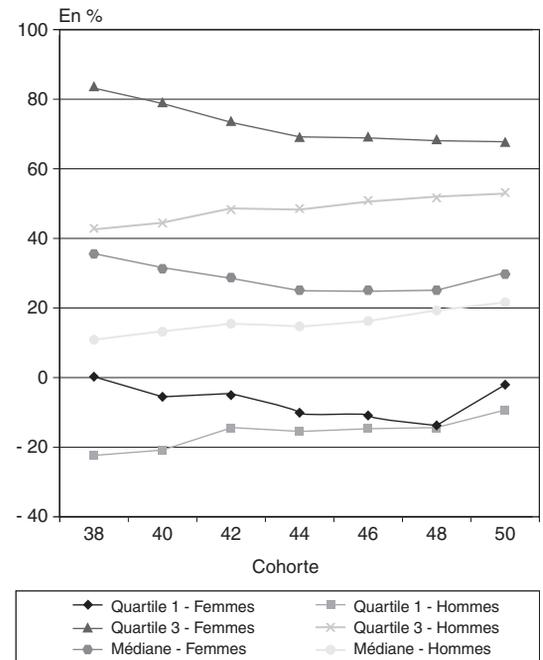
l'écarts, l'écart étant ramené à 10 points pour la cohorte née en 1970. Le salaire des femmes progresse moins que celui des hommes entre 20 et 30 ans, mais il progresse plus entre 30 et 50 ans et entre 50 et 60 ans (cf. graphique VIII).

Graphique VIII
Quartile de progression salariale par cohorte (salariés à temps plein)

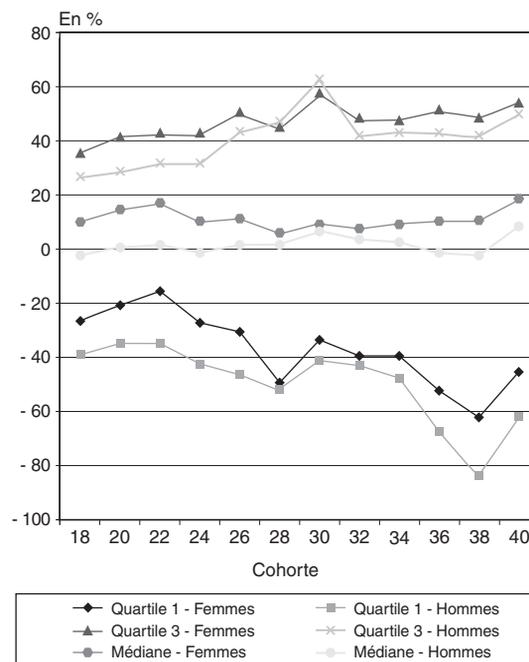
A - Début de carrière (20-30 ans)



B - Milieu de carrière (30-50 ans)



C - Fin de carrière (50-60 ans)



Lecture (graphique A) : entre 20 et 30 ans, dans la cohorte des salariés à temps plein nés en 1960, la médiane de progression du salaire relatif était de 29,1 % pour les femmes et de 40,9 % pour les hommes.
 Champ : salariés du secteur privé à temps plein présents au moins cinq ans au cours de la partie de carrière considérée.
 Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

Le recul du salaire de départ est compensé par une progression plus forte en début de carrière

La dynamique des débuts de carrière s'est profondément modifiée d'une cohorte à l'autre depuis la fin des années 1970. Ce changement prend de multiples formes, comme l'allongement de la période d'accès à un emploi stable. Mais cela concerne également les carrières salariales. Comme le notent Baudelot et Gollac (1997), le ralentissement économique de la fin des années 1970 a eu une incidence notable sur le partage des fruits de la croissance entre salariés en place et nouveaux arrivants : alors que les générations nées avant 1950 accédaient au marché de l'emploi avec un salaire réel systématiquement en progression par rapport à la cohorte précédente, le salaire réel en début de carrière stagne pour les salariés nés après cette date. Cette stagnation du salaire en début de carrière marque-t-elle irréversiblement la carrière ultérieure, ou au contraire un rattrapage au cours des premières années d'activité vient-il compenser la modestie relative du salaire de départ ? Cela conduit à comparer les débuts de carrière non seulement du point de vue du salaire permanent, mais aussi de la progression.

En début de carrière, si le salaire des cohortes nées après 1950 est plus bas en termes relatifs, il croît en revanche plus vite. Ainsi, entre 20 et 30 ans, un salarié né en 1958 et situé au milieu de l'échelle de progression des salaires de sa cohorte voyait son salaire relatif annualisé progresser de 33 %. Cette progression double presque pour son homologue né en 1970 (cf. graphique VIII-A). Un calcul complémentaire montre que cette plus forte progression va au-delà d'un simple rattrapage. Le salaire relatif annualisé évalué à l'âge de 30 ans progresse de fait légèrement d'une cohorte à l'autre depuis la cohorte née en 1956. L'augmentation de la pente des carrières est un phénomène général. Il s'observe pour l'ensemble des catégories socio-professionnelles et à tous les niveaux de la hiérarchie salariale. Il est cependant particulièrement marqué pour les employés et les professions intermédiaires.

Des débuts de carrière plus perturbés

Cette modification du cycle salarial s'accompagne d'une augmentation de la variabilité du salaire, mesurée, pour un individu, par l'écart entre le salaire observé et sa tendance (cf. encadré 2). Au sein d'une cohorte, la varia-

bilité du salaire diminue généralement avec l'âge, au fur et à mesure que la situation du salarié se stabilise. Elle est particulièrement élevée entre 20 et 30 ans. En début de carrière, l'instabilité du salaire s'amplifie pour les cohortes nées après 1956. Pour les salariés nés en 1970, elle est en moyenne de 20 % pour les hommes et de 30 % pour les femmes.

La dispersion du salaire perçu en début de carrière s'accroît parallèlement à celle des durées travaillées

La dispersion des salaires est, elle aussi, marquée par des effets de date, d'âge et de cohorte. En effet, le calcul, sur chaque strate croisant l'âge et la cohorte, d'une statistique simple mesurant la dispersion des salaires montre que les disparités de salaire évoluent d'une date à l'autre, mais aussi, au sein d'une cohorte, avec l'âge des salariés. Aussi décompose-t-on la dispersion observée selon des effets de date d'une part et des effets croisés de l'âge et de la cohorte d'autre part (cf. encadré 3). La difficulté de l'estimation d'un tel modèle tient à ce que l'information relative à ces effets est redondante. La méthode utilisée pour générer des contraintes permettant l'identification des coefficients est détaillée dans l'encadré 3.

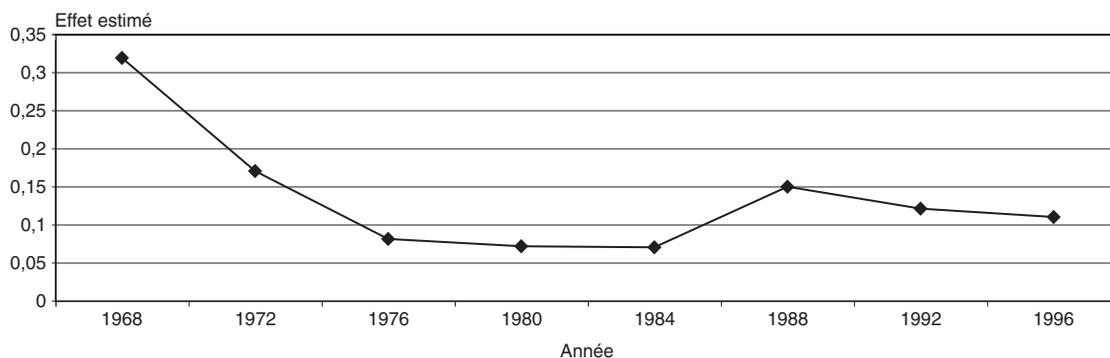
En ce qui concerne les effets de date, les résultats de l'estimation sont cohérents avec ceux de Buchinsky, Fougère et Kramarz (1998). On retrouve bien la diminution de la dispersion de 1967 à 1984, particulièrement marquée jusqu'en 1976. Elle est suivie d'une hausse de 1984 à 1988 et d'une stabilisation depuis cette date (cf. graphique IX-A).

En ce qui concerne les effets croisés de l'âge et de la cohorte, les résultats diffèrent sensiblement selon que l'on utilise le salaire annualisé ou le salaire perçu. Avec le salaire annualisé, quelle que soit la cohorte, la dispersion du salaire augmente avec l'âge, ce qui s'explique par la différenciation des parcours individuels au fil du temps (cf. graphique IX-B). Cette augmentation est plus prononcée en début de carrière, et dans une moindre mesure en fin de carrière. Les salaires des femmes sont moins dispersés que ceux des hommes et leur dispersion augmente également moins avec l'âge, ce qui est sans doute la conséquence d'une moindre mobilité.

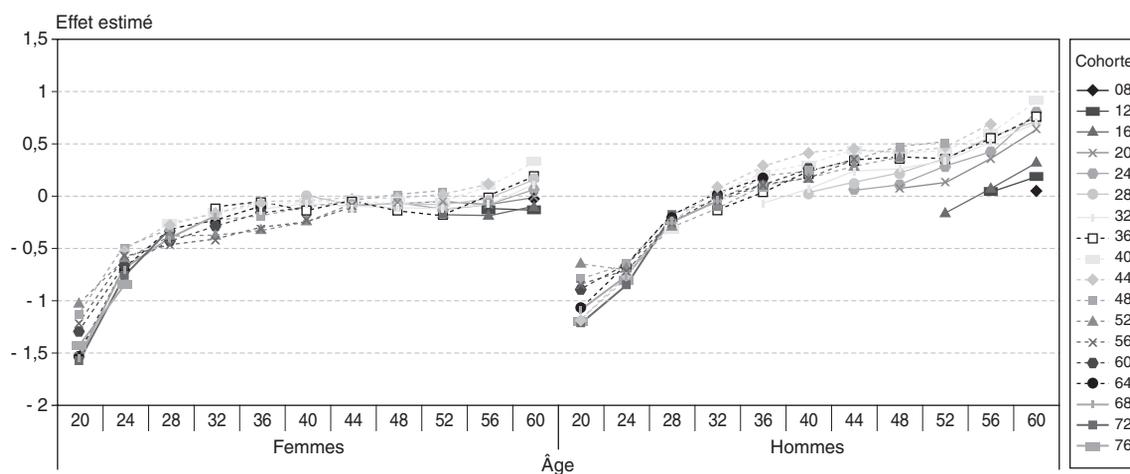
Avec le salaire perçu dans l'année, et contrairement à ce qui se passe avec le salaire annualisé,

Graphique IX
Évolution de la dispersion des salaires (salariés à temps plein)

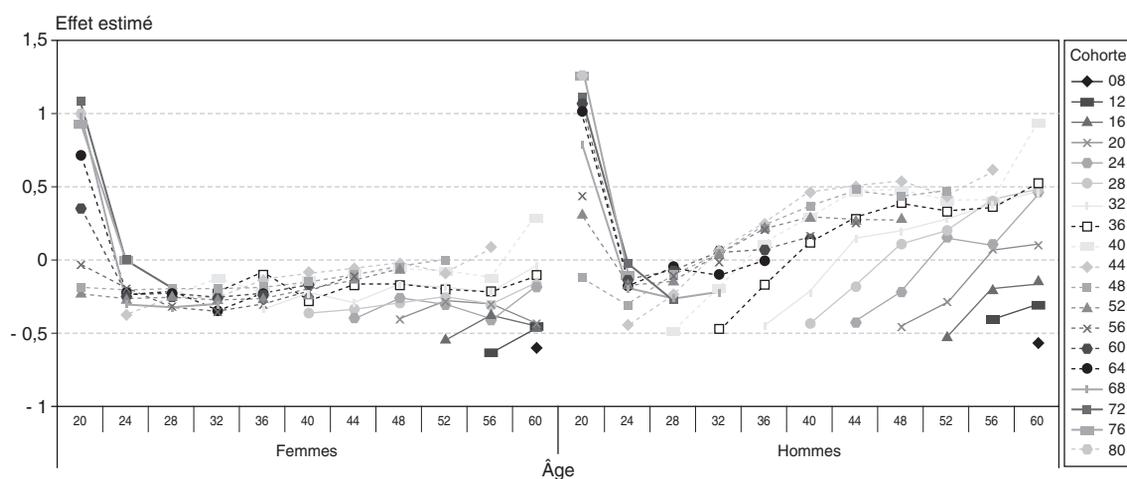
A - Effet de date



B - Effets croisés de l'âge et de la cohorte (salaire annualisé)



C - Effets croisés de l'âge et de la cohorte (salaire perçu)



Lecture : ces trois graphiques représentent l'évolution d'un indicateur de dispersion des salaires selon la période, la cohorte et l'âge. Le graphique A représente l'évolution temporelle (l'effet de date). Les graphiques B et C représentent des effets croisés de l'âge et de la cohorte respectivement pour la dispersion du salaire annualisé et celle du salaire perçu. Le salaire perçu est plus dispersé que le salaire annualisé en début de carrière car il incorpore la dispersion des durées travaillées.

Champ : salariés du secteur privé à temps plein.

Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

la dispersion a beaucoup augmenté en début de carrière (cf. graphique IX-C). Dans les cohortes récentes, les disparités de rémunération perçue existant entre les salariés tiennent donc avant tout à des différences de durées travaillées

annuellement, tout au moins en début de carrière. Aux salariés qui, bien insérés, continuent de bénéficier de carrières « pleines » conformes au schéma traditionnel, s'opposent ceux qui, par choix ou par contrainte, se voient offrir des

Encadré 2

L'IMPACT DES CARACTÉRISTIQUES INDIVIDUELLES SUR LA FORME DES CARRIÈRES

Pour mesurer l'impact des caractéristiques observables des salariés sur leur profil de carrière, on modifie la spécification adoptée pour mesurer les carrières individuelles. Celle-ci comprend essentiellement des effets temporels et une tendance quadratique à l'âge, propres à chaque salariés. Les trois coefficients paramétrant cette tendance ne sont plus supposés propres au salarié, mais sont remplacés par des fonctions dépendant seulement de ses caractéristiques observables. L'estimation de ces fonctions permet d'évaluer l'impact de chaque caractéristique individuelle sur les trois paramètres décrivant la tendance du salaire.

On part de la forme individualisée du modèle, proche de celle de Lollivier et Payen (1990). Par rapport à ce modèle, d'autres variables à vocation plus technique ont été introduites. Les M_{it} permettent de contrôler le biais de sélection (ce qui permet d'inclure les femmes dans le champ de l'étude) et le croisement de la *dum-mie* b_{R1} avec les effets autres que temporels permet de rendre le modèle identifiable.

$$lw_{it} = \mu e + \sum_{t \in AN - \{2000\}} \alpha_t b_t + A_i \cdot b_{R1} + B_i * x_1(a) \cdot b_{R1} + C_i * x_2(a) \cdot b_{R1} + M_{it} b_{R1} \lambda + u_{i,t}$$

La forme de la carrière de l'individu i est estimée au moyen des paramètres (A_i , B_i , C_i), qui mesurent respectivement le salaire relatif moyen sur la partie de carrière considérée, la croissance du salaire et la courbure de la carrière salariale de l'individu i (cf. schéma).

L'instabilité du salaire peut quant à elle être évaluée par une mesure de la dispersion temporelle du résidu $u_{i,t}$.

Pour mesurer l'impact des caractéristiques individuelles sur le profil de carrière, on abandonne la forme individuelle du modèle. Les coefficients ne sont plus supposés dépendre d'effets propres à l'individu, mais de caractéristiques individuelles observables moins spécifiques. Cela revient à remplacer les coefficients (A_i , B_i , C_i) par des fonctions (linéaires) de ces caractéristiques individuelles observables.

$$A_i \rightarrow (X_i \cdot \alpha_0 + Y_{i,a} \cdot \beta_0) \quad B_i \rightarrow (X_i \cdot \alpha_1 + Y_{i,a} \cdot \beta_1)$$

$$C_i \rightarrow (X_i \cdot \alpha_2 + Y_{i,a} \cdot \beta_2)$$

Caractéristiques individuelles permanentes, variables de mobilité et estimation interindividuelle

Parmi les caractéristiques observables des salariés, on a distingué celles qui sont fixes (notées X_j), comme le sexe, de celles qui peuvent changer au cours du temps, comme la condition d'emploi ou la catégorie

socioprofessionnelle. Ces dernières posent le problème de la stabilité des classes de salariés, celles définies par les caractéristiques changeantes n'étant par définition pas stables dans le temps. La méthode habituellement utilisée pour résoudre le problème consiste à estimer le modèle en « inter-individuel », c'est-à-dire à remplacer les caractéristiques individuelles variables par leur moyenne au cours du temps. Dans une perspective descriptive, on a préféré figer les catégories de salariés à partir de leurs caractéristiques observées entre 45 et 50 ans. Ces caractéristiques permanentes ont l'avantage de constituer des classes d'individus stables dans le temps. Elle sont notées $Y_{i,perm}$.

En contrepartie, on peut définir des indicatrices de mobilité qui permettent de réintégrer le pouvoir explicatif de la mobilité en indiquant si l'individu a connu d'autres situations que celles enregistrées par ces caractéristiques permanentes.

Au total, le modèle ne comporte que des variables explicatives fixes dans le temps, qui sont de trois types : des caractéristiques réellement invariantes X_j , des caractéristiques figées à leur valeur observée entre 40 et 45 ans, $Y_{i,perm}$, et des *dummies* indicatrices de mobilités, $Z_{i,mobilité}$.

La possibilité de prendre en compte les caractéristiques inobservables des salariés

La forme générale du modèle utilisé est assez souple pour permettre le contrôle de l'hétérogénéité individuelle inobservée. La méthode consiste alors à estimer le modèle en « intra-individuel ». On incorpore des effets fixes individuels b_i comme variables explicatives fixes dans le temps.

$$X_j^{(i)} = (b_i)_{i=1..n} Y_{i,a}^{(i)} = \text{variables non fixes}$$

Une telle modélisation s'écarte du but descriptif que l'on s'est fixé, mais pourrait avoir un intérêt en soi si l'on sort d'une perspective descriptive. En effet, les effets relatifs aux variables $Y_{i,a}^{(i)}$ estimés « en intra » n'évalueraient pas des différences de profil entre individus ayant des caractéristiques différentes, mais l'impact des changements de caractéristique sur le profil salarial d'un même individu. Elles permettraient ainsi de prendre en compte l'hétérogénéité individuelle dans l'estimation et de traiter ainsi l'endogénéité éventuelle de certaines variables non fixes, comme le fait de se trouver dans le secteur privé ou public, très corrélé à des caractéristiques inobservables.

ESTIMATION DE LA DISPERSION DES SALAIRES

La dispersion des salaires résulte, elle aussi, d'effets de date, d'âge et de cohorte. Dans la mesure où le calcul, sur chaque strate croisant l'âge et la cohorte, d'une statistique simple mesurant la dispersion des salaires montre que les disparités de salaire évoluent non seulement d'une date à l'autre, mais aussi, au sein d'une cohorte, avec l'âge des salariés. Aussi est-on conduit à estimer, sur chacune des strates (âge, cohorte), la dispersion des salaires. On décompose pour cela la dispersion observée selon des effets de date d'une part et des effets croisés de l'âge et de la cohorte d'autre part. L'estimation est faite en deux étapes. Dans la première, le logarithme du salaire est corrigé de sa valeur moyenne sur chaque strate croisant l'âge et la cohorte :

$$\log(w)_{it} = \mu e + \sum_{t \in AN - \{2000\}} \alpha_t b_t + \sum_{a,g} \alpha_{a,g} (b_a b_g) + \varepsilon_{it}$$

Les résidus estimés $\hat{\varepsilon}_{i,t}$ sont donc eux aussi corrigés de la valeur moyenne de $\log(w)_{it}$ sur les strates croisant l'âge et la cohorte. La valeur moyenne de la quantité $\log(\hat{\varepsilon}^2)_{it}$ constitue ainsi dans chaque strate une mesure de la dispersion des salaires. Dans une deuxième étape, afin de tenir compte des variations globales de la dispersion des salaires sur la période, cette quantité est donc à son tour analysée dans une régression comportant des effets de date d'une part et des effets croisés de l'âge et de la cohorte d'autre part.

Identifiabilité des modèles comportant des effets de date d'une part, et des effets croisés de l'âge et de la cohorte d'autre part

Un modèle économétrique n'est pas identifiable lorsque les données disponibles sont trop peu nombreuses pour en estimer tous les paramètres ou lorsque l'information que l'on cherche à estimer est redondante. Ce deuxième cas, auquel on s'intéresse, survient par exemple lorsqu'on veut estimer, dans un modèle linéaire, un effet « femme » et un effet « homme » en plus d'un effet « moyen ». Les trois variables explicatives permettant d'estimer ces effets vérifient en effet une relation, qui est que la somme des deux premières est égale à la troisième. La méthode habituelle pour estimer un modèle présentant ce défaut consiste à lui adjoindre une ou plusieurs contraintes qui sont alors dites « identifiantes ». Celles-ci obligent le modèle à estimer des contrastes par rapport à une situation de référence. Par exemple, si on contraint l'effet « homme » à être nul, cette situation est prise pour référence et l'effet « femme » est estimé en différence par rapport à cette référence. On voit que si le choix des contraintes n'est en soi pas crucial pour l'estimation proprement dite (l'annulation de l'effet « femme » rend le modèle tout aussi identifiable), il l'est en revanche pour l'interprétation des coefficients estimés.

Les modèles cherchant à estimer, sous une forme ou sous une autre, des effets de date d'une part et des effets croisés de l'âge et de la cohorte d'autre part, ne sont pas identifiables. L'information relative à ces

effets est en effet redondante, ce qui se traduit par l'existence de relations entre les variables explicatives correspondant aux différents effets. Ces relations sont par ailleurs connues. Si on se place sur une période de temps allant de 1 à T , si b_t désigne l'effet relatif à l'année t et $b_a \cdot b_g$ celui relatif à l'effet croisé de la cohorte g et de l'âge a , les relations au nombre de T liant ces différentes variables sont les suivantes :

$$\forall t = 1 \dots T, b_t = \sum_{\substack{a,g \\ a+g=t}} b_a \cdot b_g \quad (1)$$

Lorsque ces variables apparaissent dans un modèle à estimer, il faut donc impérativement imposer des contraintes identifiantes. Par exemple, dans le modèle suivant, le logarithme du salaire de l'individu i à la date t est supposé dépendre de certaines caractéristiques individuelles $X_{i,t}$ ainsi que d'effets temporels et d'effets croisés de l'âge et de la cohorte.

$$\ln w_{it} = \mu e + \sum_{t \in AN - \{2000\}} \alpha_t b_t + \sum_{a,g} \alpha_{a,g} b_a b_g + X_{i,t} \beta + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Un jeu de T contraintes permet de rendre ce modèle identifiable. Il s'agit des relations suivantes :

$$\forall t = 1 \dots T, \sum_{\substack{a,g \\ a+g=t}} \alpha_{a,g} = 0 \quad (3)$$

Dans de nombreux modèles cependant, les effets croisés de l'âge et de la cohorte n'apparaissent pas explicitement. C'est par exemple le cas lorsqu'on considère que le modèle comprend des puissances de l'âge croisées avec des indicatrices de cohorte. Le choix des contraintes identifiantes est alors propre à chaque problème posé, comme le note Allain (1990). Ainsi, Mason, Karen et Halliman (1973) proposent plusieurs types de conditions identifiantes, qui sont simples car basées sur un critère de parcimonie, et permettent une interprétation des effets obtenus. Lollivier et Payen (1990) imposent, dans un modèle qui dépend quadratiquement de l'âge, et qui comporte des effets temporels, qu'il n'y ait pas de tendance quadratique à l'infini. Quant à Rodgers (1982), il discute l'interprétation de plusieurs jeux de contraintes identifiantes et montre que le choix de ces contraintes influence surtout l'estimation des effets temporels.

Une méthode générale pour générer des contraintes identifiantes

Pour traiter la non-identifiabilité résultant des relations (1), on utilise une méthode générale simple à mettre en œuvre et qui vérifie un critère de symétrie par rapport aux modalités d'âge et de cohorte. Ces contraintes ne privilégient ainsi aucune cohorte ni aucune catégorie d'âge particulière. La méthode consiste à définir d'abord une population de référence équilibrée par rapport à tous les groupes d'âge et de cohorte. Il s'agit d'un échantillon tiré selon un sondage uniforme parmi l'ensemble des salariés. On appelle R0 cet échantillon de référence, et R1 les salariés qui n'appartiennent pas à R0. On note b_{R0} et b_{R1} les *dummies*

→

emplois de moindre durée ou changent souvent de poste, multipliant les trous de carrière. La durée de paie semble ainsi devenir un élément de moins en moins secondaire du contrat de travail, comme en témoigne par ailleurs la multiplication des contrats de travail s'écartant de la norme juridique que constitue encore le contrat à durée déterminée.

L'impact des caractéristiques individuelles et de la mobilité

Au sein d'une cohorte, une partie des différences de profil salarial est liée à des caractéristiques observables des salariés. Par exemple, le salaire des cadres croît plus que celui des ouvriers au cours du cycle de vie. De manière générale le rendement de l'expérience (ou de l'âge) diffère fortement d'une catégorie de salariés à l'autre, ce qui peut s'interpréter dans le cadre de la théorie du capital humain comme des différences de niveau d'étude (capital humain initial) ou des différences d'investissement (formation). L'histoire individuelle, et en particulier la mobilité professionnelle, modifie également de manière importante le profil salarial.

L'impact des caractéristiques personnelles observables et des événements de carrière sur le profil salarial peut être mesuré en adoptant une spécification légèrement différente du modèle utilisé plus haut pour modéliser les profils salariaux individuels (cf. encadré 1). On remplace

pour cela les coefficients de la forme quadratique servant à approcher le profil salarial par des combinaisons à coefficients constants des effets dont on cherche à mesurer l'impact (cf. encadré 2). Les caractéristiques individuelles retenues pour décrire les carrières et dont on suppose qu'elles ont un impact sur le profil salarial sont de trois types. Premièrement, des caractéristiques fixes du salarié telles que son sexe et sa cohorte d'appartenance. Deuxièmement, des caractéristiques permanentes, définies à partir des caractéristiques changeantes en fixant leur valeur observée entre 40 et 45 ans. Sera par exemple classé dans la catégorie cadre tout salarié qui a majoritairement occupé cette fonction entre 40 et 45 ans. Troisièmement, des variables indiquant si le salarié a occupé à un moment ou à un autre des situations différentes de ses caractéristiques permanentes. Ces variables permettent de maintenir dans le modèle le pouvoir explicatif de la mobilité individuelle : en figeant les caractéristiques observées entre 40 et 45 ans, on perdait cette dimension explicative, qu'il importait de rétablir (cf. tableau 1).

Le modèle a été estimé sur la partie de carrière allant de 30 à 50 ans, car les effectifs des cohortes sont relativement stables sur cette partie de carrière et l'on évite ainsi de trop fortes fluctuations dues aux entrées et aux sorties. On n'a, par ailleurs, retenu dans cette estimation que les salariés ayant passé au moins 10 ans dans le secteur privé entre 30 et 50 ans. L'estimation a d'abord été faite sans les variables indicatrices

Encadré 3 (suite)

caractéristiques de ces deux populations, dont la somme est par conséquent égale au vecteur dont toutes les coordonnées valent 1 ($b_{R0} + b_{R1} = e$).

La méthode choisie pour rendre le modèle identifiable consiste à estimer les effets autres que temporels en restriction à la population R1. Autrement dit, toutes les variables autres que les *dummies* temporelles sont systématiquement croisées avec l'indicatrice de la population R1. Cette transformation rend le modèle identifiable et elle est équivalente à l'ajout de contraintes symétriques.

Le modèle (2) sert encore d'exemple. La méthode peut cependant s'appliquer à des modèles où les différents effets n'apparaissent pas explicitement. Le modèle (2) est équivalent au surmodèle suivant :

$$W_{it} = \mu e + \sum_{t \in AN - \{2000\}} \alpha_t b_t + \sum_{a,g} \alpha_{a,g,R1} (b_a b_g b_{R1}) + (4) \\ + (X_{i,t} b_{R1}) \beta_{R1} + \sum_{a,g} \alpha_{a,g,R0} (b_a b_g b_{R0}) + (X_{i,t} b_{R0}) \beta_{R0} + \varepsilon_{it}$$

Dans lequel on aurait imposé en plus des contraintes (3) les contraintes (5) suivantes :

$$\alpha_{a,g,R1} = \alpha_{a,g,R0} \text{ et } \beta_{R1} = \beta_{R0} \quad (5)$$

La méthode proposée ici consiste à modifier le jeu de contraintes (3) + (5) – symétriques – par de nouvelles contraintes (6) :

$$\alpha_{a,g,R0} = 0 \text{ et } \beta_{R0} = 0 \quad (6)$$

Les contraintes (6) sont symétriques et rendent le modèle (4) bien identifiable. En effet, les relations (1) ne sont plus vraies dans le modèle (3) :

$$\forall t = 1 \dots T, \sum_{\substack{a,g \\ a+g=t}} (b_a \cdot b_g \cdot b_{R1}) \neq \sum_{\substack{a,g \\ a+g=t}} (b_a \cdot b_g \cdot b_{R0}) + \\ + \sum_{\substack{a,g \\ a+g=t}} (b_a \cdot b_g \cdot b_{R1}) = \sum_{\substack{a,g \\ a+g=t}} b_a \cdot b_g = b_t$$

de mobilité, puis en présence de celles-ci. Elle décrit l'impact des caractéristiques permanentes observées entre 40 et 45 ans (cf. tableau 2, rubrique « Sans indicatrice de mobilité »). L'introduction des variables de mobilité revient à estimer les différents effets « à parcours des salariés comparables par ailleurs ». De même que précédemment, deux effets sont calculés : l'un porte sur la composante permanente du salaire, l'autre, sur sa progression (cf. tableaux 1 et 2, ligne « Avec indicatrices de mobilité »).

D'importantes disparités de profil salarial suivant le secteur d'activité

L'effet des caractéristiques individuelles sur le salaire permanent est conforme aux résultats que l'on peut obtenir en coupe. Ainsi, entre 30 et 50 ans, le salaire permanent des cadres est supérieur de 66 points à la référence (11), celui des professions intermédiaires est plus élevé de 23 points, tandis que les ouvriers accusent un retard de 17 points. Le fait d'exercer sa profession en région parisienne confère un avantage de 18 points (par rapport à la carrière de référence). Les secteurs les plus rémunérateurs sont le secteur de l'énergie et celui des activités financières. Viennent ensuite l'industrie, les

transports et les services aux entreprises. Les secteurs les moins rémunérateurs sont le commerce, la construction et le secteur des activités immobilières.

Mais les caractéristiques observables des salariés ont également un impact important sur la croissance de leur salaire. Entre 30 et 50 ans, le salaire des cadres augmente de 30 points de plus que la référence, celui des salariés exerçant une profession intermédiaire de sept points de plus et les ouvriers de quatre points de moins. Si la carrière des femmes est en général située à un niveau plus bas (de 22 %) que celle des hommes, le salaire relatif des femmes progresse de 13 points de plus que celui des hommes entre 30 et 50 ans.

11. L'effet d'une caractéristique individuelle sur la carrière salariale est mesuré « toutes choses égales par ailleurs » comme la différence de profil salarial entre les salariés qui possèdent cette caractéristique et ceux qui ne la possèdent pas, les autres caractéristiques étant par ailleurs identiques. On se place ici sur la partie de carrière située entre 30 et 50 ans et on mesure l'écart induit par telle ou telle caractéristique sur la composante permanente du salaire et sur sa progression. Cet écart est mesuré par rapport à une carrière de référence, qui est celle d'un employé né en 1950 travaillant à temps plein, en province, dans le secteur des services aux particuliers. Dans l'estimation comprenant des variables de mobilité, la carrière de référence est celle d'un salarié ayant ces caractéristiques et n'ayant de plus subi aucune des mobilités envisagées : pas de changement de catégorie socio-professionnelle, ni de région, etc.

Tableau 1
Effet des indicatrices de mobilité des salariés, sur la composante permanente du salaire et sur sa progression

Variable	Modalité	Effet sur la composante permanente	Effet sur la progression
Catégorie socioprofessionnelle	Inférieure après	- 0,148	- 0,155
	Inférieure avant	- 0,154	0,088
	Supérieure après	0,138	0,106
	Supérieure avant	0,124	- 0,096
Champ	Public après	- 0,012	- 0,054
	Public avant	0,010 (*)	0,036
Condition d'emploi	Inférieure après	- 0,079	- 0,235
	Inférieure avant	- 0,060	0,081
	Supérieure après	0,199	0,406
	Supérieure avant	0,301	- 0,609
Région	Paris après	0,076	0,053 (**)
	Paris avant	0,063	- 0,089 (**)
	Province après	- 0,015 (**)	- 0,083 (**)
	Province avant	- 0,011 (*)	0,103

Lecture : (*) non significatif au seuil de 1 %, (**) non significatif au seuil de 5 %. Ce tableau donne l'effet de plusieurs événements de l'histoire professionnelle du salarié sur la composante permanente et la progression du salaire entre 30 et 50 ans. Les événements en question sont des changements de situation du salarié par rapport à sa situation « permanente », celle observée entre 40 et 45 ans. On sait ainsi, pour chaque salarié, si il a eu à un moment dans sa carrière un statut différent de son statut « permanent » et à quel moment (avant 40 ans ou après 45 ans). (Première ligne) : Le fait d'avoir eu un emploi après 45 ans dans une catégorie socioprofessionnelle inférieure à la catégorie socioprofessionnelle « permanente » induit, entre 30 et 50 ans, par rapport à un salarié n'ayant subi aucune mobilité, une baisse de salaire permanent de 14,8 % et réduit de 15,5 % la progression du salaire entre 30 et 50 ans.

Champ : salariés du secteur privé présents au moins dix années entre 30 et 50 ans.

Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

Tableau 2

Effet des caractéristiques permanentes des salariés sur la composante permanente du salaire et sur sa progression

	Modèle			
	Avec indicatrices de mobilité		Sans indicatrice de mobilité	
	Effet sur la composante permanente	Effet sur la progression	Effet sur la composante permanente	Effet sur la progression
Catégorie sociale				
Cadre	0,962	0,291	0,664	0,295
Ouvrier	- 0,100	- 0,039	- 0,166	- 0,044
Profession intermédiaire	0,442	0,049	0,235	0,072
<i>Employé</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Condition d'emploi				
Non à temps plein	- 0,708	- 0,037	- 0,284	- 0,277
<i>Temps plein</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Cohorte				
38	0,037	0,011 (**)	0,033	0,042
40	0,051	0,014	0,057	0,042
42	0,044	0,033 (*)	0,049	0,053
44	0,031	0,028 (**)	0,034	0,039
46	0,020 (*)	0,016 (**)	0,025	0,020
48	0,004	0,007 (**)	0,006	0,012
50	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Activité				
Activités financières	0,112	0,017	0,151	0,040
Activités immobilières	0,045	0,038 (**)	0,052	0,044
Commerce	0,023	- 0,018 (**)	0,036	- 0,013
Construction	0,009	0,003	0,006	0,000
Énergie	0,147	0,137	0,192	0,185
Industrie agro-alimentaire	0,083	0,032 (*)	0,091	0,046
Industrie automobile	0,098	0,011	0,109	0,041
Industrie des biens de cons.	0,086	0,059 (*)	0,110	0,079
Industrie des biens d'équip.	0,088	0,029	0,114	0,048
Industrie des biens inter.	0,084	0,041	0,099	0,063
Services aux entreprises	0,088	0,063	0,112	0,069
Transports	0,095	0,025	0,105	0,036
<i>Services aux particuliers</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Région				
Paris	0,179	0,023	0,182	0,046
<i>Province</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Sexe				
Femme	- 0,223	0,134	- 0,273	0,115
<i>Homme</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
R ²	0,678		0,635	

Lecture : (*) non significatif au seuil de 1 %, (**) non significatif au seuil de 5 %. Ce tableau donne l'effet de plusieurs caractéristiques individuelles sur la composante permanente et la progression du salaire entre 30 et 50 ans. Les effets de chaque caractéristique individuelle sont estimés en écart à une situation de référence notée Réf. (Ligne « Cadre », colonnes 1 et 2) : entre 30 et 50 ans, le fait d'être cadre induit un écart de salaire permanent de 96 % et un différentiel de progression de ce salaire de 29 % (colonne 3) : lorsqu'on prend également en compte les changements de situation intervenus dans la carrière, le différentiel de salaire permanent attribuable à la caractéristique « Cadre » est de 66 %.

Champ : salariés du secteur privé présents au moins dix années entre 30 et 50 ans.

Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

De plus, les salaires ne croissent pas au même rythme dans tous les secteurs d'activité. La plus forte progression a lieu dans le secteur de l'énergie, alors que la progression est bien moindre dans le secteur des activités financières. Le secteur des services aux entreprises, qui a une place moyenne au regard du niveau de rémunération, assure par contre une bonne progression salariale, de même que le secteur des industries de biens de consommation et celui des activités immobilières. Ces différences de progression salariale selon les secteurs peuvent jouer sur la propension des salariés à demeurer dans un secteur ou à en partir. En effet, dans un cadre intertemporel, les salariés prennent en compte, pour choisir leur secteur d'activité, non seulement le salaire observé au moment où ils prennent leur décision, mais aussi les perspectives de carrière que ce secteur leur offre. Il apparaît ainsi une division assez nette entre les secteurs qui parviennent à retenir leurs salariés par une progression aménagée du salaire à l'ancienneté, conforme à la théorie des contrats implicites, et ceux dans lesquels les salariés ne demeurent pas, comme le secteur du commerce ou celui des services aux particuliers.

La mobilité modifie à la fois le salaire permanent et le profil salarial

Les effets de la mobilité sur la forme des carrières sont durables, et jouent à la fois sur la composante permanente du salaire et sur son taux de croissance. Deux types de mobilité sont plus rentables que les autres : le passage à temps plein et le passage à une catégorie socioprofessionnelle supérieure. Prendre un emploi à temps plein s'accompagne d'une augmentation du salaire permanent de 20 à 30 points, selon le moment de la carrière. L'effet de ce type de mobilité n'est d'ailleurs pas symétrique, la sortie du temps plein ne « coûtant » qu'entre six et huit points. La promotion à une catégorie socioprofessionnelle supérieure (cadre ou profession intermédiaire) s'accompagne d'une augmentation du salaire permanent de 15 points. La progression du salaire entre 30 et 50 ans est alors aussi plus importante (de 10 à 15 points). Pour les caractéristiques les plus transitoires des salariés, il existe une importante différence d'estimation selon qu'on retient ou non les variables de mobilité dans le modèle. Ainsi le fait de ne pas exercer son activité à temps plein est bien plus pénalisant si l'on tient compte de la mobilité (12). Indépendamment de son sens, la mobilité en elle-même peut présenter un gain, car elle est génératrice d'opportunités. Ainsi, un pas-

sage dans la région d'Île de France comporte un avantage de six à sept points par rapport à une carrière exclusivement provinciale. Pour un salarié parisien, le passage en province ne « coûte » en revanche qu'un point. Un passage dans le secteur semi-public est bénéfique avant 40 ans, pénalisant après. Le capital humain acquis dans ce secteur semble donc assez général pour être réutilisable dans le secteur privé. Il y aurait dans ces conditions avantage à se former dans le secteur semi-public avant de passer dans le privé. Cet avantage est par ailleurs plus marqué sur la progression du salaire que sur son niveau permanent. Le choix entre secteur privé et secteur public dépend cependant d'un nombre important de caractéristiques inobservées des salariés, comme l'aversion au risque ou la sensibilité politique (de Singly et Thélot, 1989). Les inclure dans une perspective explicative, ce qui sort du champ de cet article, implique de prendre en compte l'hétérogénéité individuelle inobservée, par exemple au moyen d'une estimation intra-individuelle de la modélisation des carrières (cf. encadré 2).

L'effet de cohorte est plus marqué sur la dispersion de la progression des salaires que sur leur niveau

Ces évolutions moyennes recouvrent d'importantes différences de parcours entre les salariés d'une même cohorte. Ces différences sont attestées par les quartiles de la composante permanente du salaire et de sa progression, calculés plus haut sur chaque partie de carrière. La dispersion des salaires permanents augmente avec l'âge à l'intérieur d'une cohorte (cf. graphique VI). La différence de salaire permanent entre le quart des salariés les mieux lotis et le quart inférieur, évaluée entre 20 et 30 ans, équivaut à 50 % du salaire moyen de l'année. Elle est d'un peu plus de 60 % entre 30 et 50 ans, et de plus de 70 % entre 50 et 60 ans. La dispersion des pentes des carrières est, on l'a mentionné, plus marquée que celle des salaires permanents (cf. graphique VIII). De plus, alors que la dispersion des niveaux de carrière reste stable d'une cohorte à l'autre, celle des pentes augmente fortement en début de carrière dans les cohortes de salariés nées après 1956. Entre

12. En effet, dans le cas où on prend celle-ci en compte, la carrière de référence est par définition celle d'un salarié n'ayant subi aucune mobilité, qui est en particulier demeuré continuellement à temps plein entre 30 et 50 ans. L'effet relatif au fait de ne pas être à temps plein, mesuré comme l'écart à cette référence de la carrière d'un salarié non à temps plein, est par conséquent amplifié par rapport à l'estimation sans variable de mobilité.

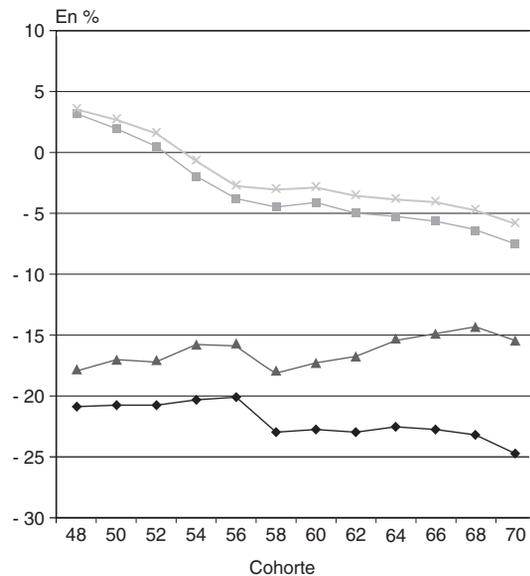
20 et 30 ans, le quart le plus favorisé des salariés nés en 1956 enregistre une progression du salaire relatif de plus de 70 %, tandis que le quart le moins bien loti voit son salaire relatif

stagner. Les pentes des carrières des salariés nés en 1970 sont encore plus dispersées. Dans cette cohorte, l'augmentation du salaire du quart le moins bien loti entre 20 et 30 ans est d'environ

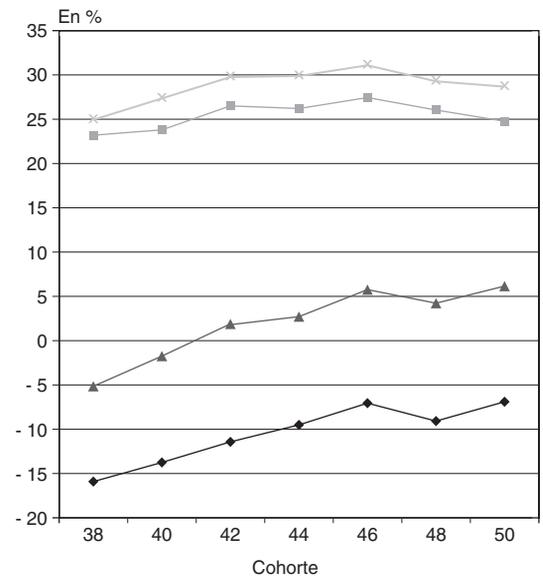
Graphique X

Salaire permanent : impact des formes particulières d'emploi

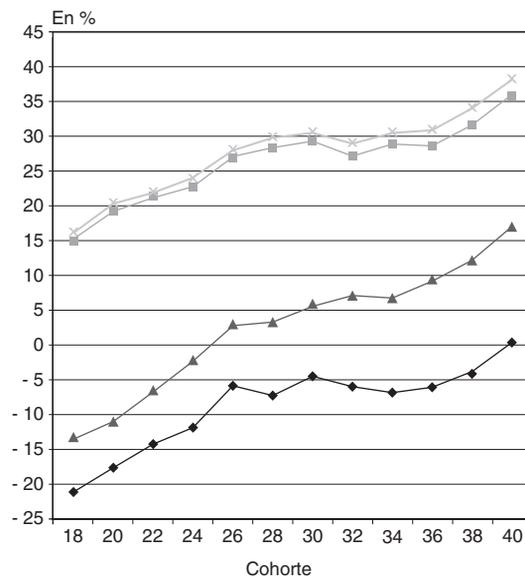
A - Début de carrière (20-30 ans)



B - Milieu de carrière (30-50 ans)



C - Fin de carrière (50-60 ans)



Leure : on a porté en ordonnée les écarts de salaire permanent par rapport au salaire moyen. Ces graphiques présentent donc l'évolution d'une cohorte à l'autre du salaire permanent, pour les hommes et les femmes, et selon la condition d'emploi. Graphique A : entre 20 et 30 ans, pour la cohorte 1960, le salaire les hommes à temps plein se situait 3 % au-dessous du salaire moyen, celui de l'ensemble des hommes 5 % au-dessous, celui des femmes à temps plein 17 % au-dessous et celui de l'ensemble des femmes 23 % au-dessous. Champ : salariés du secteur privé présents au moins cinq ans au cours de la partie de carrière considérée. Source : DADS (échantillon au 1/25^e), Insee.

20 %, alors qu'elle est de 120 % pour le quart le mieux loti. Cette dispersion des pentes des carrières salariales des cohortes récentes reflète les disparités importantes de qualité de l'insertion des jeunes salariés. Néanmoins, entre 50 et 60 ans, cette dispersion des pentes a connu aussi de fortes variations d'une cohorte à l'autre. Elle double par exemple de la cohorte née en 1918 à celle née en 1940.

Ne pas travailler à plein temps : un handicap salarial plus lourd pour les femmes

L'écart de salaire permanent et de pente entre les carrières des hommes et celles des femmes ne connaît pas la même évolution pour toutes les catégories socioprofessionnelles. Bien que plus important pour les cadres, l'écart de carrière entre les hommes et les femmes se résorbe plus rapidement pour cette catégorie de salariés au fil des cohortes. La différence entre le salaire des hommes cadres et celui des femmes cadres équivaut à 40 % du salaire moyen pour la cohorte née en 1938, il est de l'ordre de 5 % du salaire moyen pour la cohorte née en 1970. En contrepartie, l'avantage des femmes en termes de progression du salaire est moins affirmé pour cette catégorie de salariés. C'est chez les ouvriers que l'écart de salaire entre les hommes et les femmes est le plus persistant.

La montée en force des conditions d'emploi particulières est un des traits majeurs de l'évolution du marché de l'emploi. Jusqu'ici, l'évolution des profils salariaux de génération en génération a été évaluée sur le champ des salariés à temps plein, afin de raisonner autant que possible à même condition d'emploi d'une cohorte à l'autre. Quel est l'effet de la montée des conditions particulières d'emploi sur les carrières salariales ? Cet impact peut être mesuré, pour chaque cohorte, par la différence de salaire permanent obtenu selon que l'on considère l'ensemble des salariés ou uniquement les salariés à temps plein (cf. graphique X).

Il reste très faible pour les cohortes d'hommes. Pour toutes les cohortes et sur toutes les parties de carrière, la prise en compte des salariés à temps partiel diminue de moins de 4 % la valeur esti-

mée du salaire permanent. Il est particulièrement faible pour les générations les plus anciennes, dans lesquelles l'emploi à temps partiel était peu développé (moins d'un pour cent pour la cohorte 1918 entre 50 et 60 ans) (cf. graphique X-C).

En revanche, la prise en compte des salariés n'exerçant pas leur activité à temps plein se traduit par une diminution du salaire permanent beaucoup plus sensible dans les cohortes de femmes. Le différentiel de salaire permanent, selon que l'on considère l'ensemble des salariées ou seulement les salariées à temps partiel, est un indicateur de l'impact sur le salaire permanent des conditions d'emploi particulières. Ses évolutions épousent celles de la proportion de salariées n'exerçant pas leur activité à temps plein et il est sujet aux mêmes effets de date, d'âge et de cohorte (13).

C'est pour les salariées les plus âgées (50-60 ans) que les conditions d'emploi particulières se sont mises à peser le plus lourdement (cf. graphique X-C). La différence de salaire permanent sur cette tranche d'âge, selon que l'on considère l'ensemble des salariées ou seulement les salariées à temps plein, augmente de la cohorte 1918 (- 8 %) à la cohorte 1940 (- 17 %). Pour les plus jeunes salariées, l'augmentation a également été conséquente, passant de - 3 % pour la cohorte 1948 à - 10 % pour la cohorte 1970 (cf. graphique X-C). Qualitativement, on retrouve bien, dans l'évolution d'une cohorte à l'autre, la montée des conditions d'emploi particulières aux deux extrémités du cycle professionnel. Cependant leur effet sur le salaire est moins pénalisant en début qu'en fin de carrière, comme l'atteste le niveau de ce différentiel sur les deux parties de carrière extrêmes.

En revanche, l'impact sur le salaire permanent entre 30 et 50 ans évolue peu au contraire d'une cohorte à l'autre (cf. graphique X-B), car c'est précisément dans cette partie du cycle de vie que les formes particulières d'emploi sont les moins développées. Sur cette partie de carrière, il est de - 11 % pour la cohorte 1938 et de - 13 % pour la cohorte 1950. □

13. Voir dans ce numéro Malik Koubi, « Les trajectoires professionnelles : une approche par cohorte ».

L'auteur tient à remercier Nicolas Herpin, Claude Thélot et Yannick Lemel pour leurs commentaires, critiques et suggestions, de même que tous les participants au séminaire de sociologie du Crest-Insee (Malakoff, 20 mars 2002), ceux du séminaire de la Direction des Statistiques Démographiques et Sociales de l'Insee (10 juin 2002) et ceux du séminaire du Laboratoire montpellierain d'économie théorique et appliquée (Montpellier, 7 février 2003), ainsi que deux rapporteurs anonymes de la revue.

BIBLIOGRAPHIE

- Allain O. (1997)**, « La décomposition des évolutions de salaire selon l'âge, la cohorte et la période : méthodes et limites », Les politiques de l'emploi, 4^e journées d'études Cereq-Lasmas-IdL-Laboratoire d'Économie Sociale, 22 et 23 mai 1997, Paris.
- Baltagi B. (1985)**, « Pooling Cross-Sections with Unequal Time-Series Length », *Economic Letters*, vol. 18, pp. 133-136.
- Baudelot C. et Gollac M. (1995)**, « Le salaire du trentenaire : question d'âge ou de génération », *Économie et Statistique*, n° 304-305, pp. 17-36.
- Bayet A. (1996)**, « Carrières continues, carrières incomplètes et salaires », *Économie et Statistique*, n° 299, pp. 21-36.
- Berger M.C. (1989)**, « Demographic Cycles, Cohort Size, and Earnings », *Demography*, vol. 26, Issue 2, pp. 311-321.
- Buchinsky M., Fougère D. et Kramarz F. (1998)**, « La mobilité salariale en France : 1967-1987 », *Revue économique*, vol. 49, pp. 879-890.
- Guillot Y. (1982)**, « Les carrières salariales en France de 1967 à 1982 », *Économie et Statistique*, n° 210, pp. 13-20.
- Guillot Y. et Sevestre P. (1994)**, « Estimations de fonctions de gains sur données de panel : endogénéité du capital humain et effets de la sélection », *Économie et Prévision*, n° 116, pp. 119-135.
- Kapteyn A. et Wansbeek T. (1989)**, « Estimation of the Error Components Model with Incomplete Panels », *Journal of Econometrics*, n° 41, pp. 341-361.
- Karen O., Mason W.M. et Halliman H. (1973)**, « Some Methodological Issues in Cohort Analysis of Archival Data », *American Sociological Review*, n° 38, pp. 248-258.
- Koubi M. (2002)**, « Éléments de caractérisation des carrières salariales des générations nées entre 1908 et 1980 », document de travail F0205, Insee.
- Koubi M. et Roux S. (2004)**, « Refonte du panel DADS : principes et premières estimations d'emploi et de salaire », document de travail, Insee, à paraître.
- Legris B. et Lollivier S. (1996)**, « Le niveau de vie par génération », *Insee Première* n° 423.
- Le Minez S. et Roux S. (2001)**, « Les différences de carrière salariale à partir du premier emploi », *Économie et Statistique*, n° 351, pp. 31-63.
- Lollivier S. et Payen J.F. (1990)**, « L'hétérogénéité des carrières individuelles mesurée sur données de panel », *Économie et Prévision*, n° 92-93, pp. 87-96.
- Mincer J. (1958)**, « Investment in Human Capital and Personal Income Distribution », *Journal of Political Economy*, n° 4, pp. 282-302.
- Nijman T. et Verbeek M. (1992)**, « Incomplete Panels and Selection Bias », *The Econometrics of Panel Data*, L. Matyas and P. Sevestre eds., Kluwer.
- Rodgers W.L. (1982)**, « Estimable Functions of Age, Period and Cohort Effects », *American Sociological Review*, vol. 47, Issue 6 (December 1982), pp. 774-787.
- De Singly F. et Thélot C. (1989)**, *Gens du privé, gens du public. La grande différence*, Dunod, Collection L'œil économique.
- Welch F. (1979)**, « Effects of Cohort Size on Earnings: The Baby Boom Babies Financial Bust », *The Journal of Political Economy*, vol. 87, Issue 5, Part 2: Education and Income Distribution.

La mobilité intra-groupe des salariés : le poids de la proximité géographique et structurale

Sébastien Delarre et Richard Duhautois*

Les groupes sont composés d'entreprises ayant des liens financiers, chaque entreprise occupant une position spécifique au sein de sa structure. Un appariement de l'enquête *Liaisons financières* (Lifi) et du panel *Déclarations annuelles de données sociales* (DADS) permet d'observer et de quantifier la mobilité des salariés des groupes en France entre 1991 et 1999. Notamment, cette mobilité peut être replacée dans le cadre de l'analyse des marchés internes du travail : pour un salarié d'un groupe, le marché interne représente le marché au sein de l'entreprise et le marché intra-groupe (mobilité entre entreprises du même groupe).

Toutefois, on constate que ce marché interne est constitué pour l'essentiel d'entreprises proches géographiquement (même département) et d'entreprises très voisines dans la structure du groupe. Ce résultat intervient quels que soient le secteur d'activité ou la taille de l'entreprise. Cependant, le rôle de la taille est non linéaire (on peut le représenter par une courbe en *U*).

* Sébastien Delarre appartient à l'Université de Lille 1 (Clergé) et au Crest-Insee. Richard Duhautois appartient à la division Synthèse des statistiques d'entreprises de l'Insee et au Crest-Insee. Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Depuis la fin des années 1980, les groupes englobent une part de plus en plus importante de l'activité et du marché du travail (Chabanas, 2002). Le concept principal du groupe d'entreprises s'appuie sur un ensemble d'éléments juridiques distincts liés par des relations patrimoniales (Montmorillon, 1987 ; Batsch, 1995). Le groupe peut être constitué de très peu d'éléments comme d'un grand nombre. Même si chacun a sa propre histoire – qui peut être plus ou moins récente – le groupe tel qu'on le présente en général est une entité qui se concentre sur le capital et son utilisation.

La question des ressources dont bénéficie une entreprise lorsqu'elle appartient à un groupe a été traitée de diverses manières dans la littérature économique. Si on se réfère à la littérature sur les coûts de transaction (Coase, 1937 ; Williamson, 1973), l'appartenance à un groupe permet de les réduire en substituant des relations contractuelles au marché. Les entreprises de groupes peuvent également se consulter pour bénéficier d'actions collectives coordonnées (1) ou disposer plus facilement de fonds importants pour l'investissement, en interne ou en externe (Kremp et Sevestre, 2000). Il est par ailleurs possible pour la tête de groupe de faire remonter les dividendes depuis des sources distantes (Picart, 2003).

L'enquête *Lifi* (Liaisons financières) et le panel *DADS* (Déclarations annuelles de données sociales) sont appariés afin d'ajouter à ces dimensions de l'analyse des groupes un autre domaine d'études, la mobilité des salariés. On tentera de répondre à deux questions : quelle est l'ampleur de la mobilité des salariés au sein des groupes et comment s'effectue-t-elle ? les mobilités sont-elles concentrées dans la même région et concernent-elles des entreprises proches dans la structure du groupe ?

Le rôle des groupes dans la transformation des marchés internes

Dans la théorie traditionnelle de la segmentation du marché du travail, on distingue les marchés internes (Doeringer et Piore, 1971), c'est-à-dire la possibilité de changer d'emploi au sein d'une entreprise, les marchés professionnels et les marchés externes. Les marchés internes sont caractérisés par l'acquisition de compétences dans l'entreprise. Cela implique un parcours professionnel du salarié au sein de sa structure ; les marchés professionnels (Gautié, 2002) sont caractérisés par l'obtention de diplômes qui per-

mettent aux salariés de valoriser leurs compétences en dehors de l'entreprise (les compétences sont transférables) ; les marchés externes sont principalement les marchés concurrentiels pour les primo-arrivants et les travailleurs non qualifiés.

Une des thèses défendues concernant l'évolution de la mobilité en France se concentre sur le déclin des marchés internes. Plusieurs causes seraient déterminantes pour expliquer le phénomène (Germe, 2003). Deux facteurs structurels – le facteur technologique et le facteur institutionnel – auraient modifié le rendement de l'ancienneté. D'une part, l'introduction des nouvelles technologies aurait augmenté la substituable des salariés en rendant routinières certaines fonctions au sein de l'entreprise. La compétence individuelle des salariés serait ainsi moins valorisée et impliquerait des évolutions de rémunération liées à l'ancienneté moins importantes. D'autre part, l'introduction de plus de souplesse sur le marché du travail aurait augmenté le nombre de créations et de destructions d'emplois lors de chocs conjoncturels positifs. Cela contribue mécaniquement à augmenter la mobilité.

Parallèlement, les transformations de l'économie française – en dehors des facteurs cités – dans la seconde moitié des années 1980 ont également joué un rôle fondamental : la tertiarisation de l'économie pourrait impliquer des carrières plus hachées puisque les entreprises sont plus petites (4,4 salariés dans le secteur tertiaire marchand contre 18,1 salariés dans l'industrie hors construction, cf. Insee (2003)) avec des espérances de vie plus faibles. En outre, le passage d'une économie où les entreprises s'endettaient à une économie où les entreprises font appel aux marchés financiers – au moins pour les grandes – impliquerait un raccourcissement de l'horizon temporel et par conséquent une gestion salariale plus stricte. Cette baisse du rendement de l'ancienneté réduirait le coût d'appel au marché externe pour les salariés.

Dans cette perspective de déclin – ou plutôt de transformation – des marchés internes, quels rôles ont joué les groupes d'entreprises ? Parallèlement à l'augmentation du nombre de PME, on a observé une augmentation du nombre de groupes (Chabanas, 2002) : les entreprises sont de plus en plus petites mais insérées dans un

1. Cf. Chandler (1980) pour un exemple, Granovetter (1994) pour une théorisation sociologique et Keister (1998) pour une enquête de terrain.

réseau, la structure financière du groupe (cf. schéma 1 pour un exemple). Dans ce cas, le marché interne des salariés s'est en effet transformé : ce ne sont plus les mobilités inter-établissements au sein de l'entreprise qui caractérisent le marché interne des salariés mais ces mêmes mobilités auxquelles on ajoute les mobilités inter-entreprises au sein du groupe. Ainsi, la non-prise en compte des liens financiers entre entreprises pourrait montrer un déclin des marchés internes alors que ces marchés ne sont plus les mêmes. Au contraire, l'espace de mobilité aurait même crû si on appelle marché interne, le marché intra-entreprise et intra-groupe.

Les groupes sont composés d'entreprises connectées par des liens financiers et chacune d'entre elles occupe une position spécifique au sein de sa structure. Ces structures peuvent être appréhendées en tant que réseaux d'entreprises pour lesquels on peut utiliser des outils issus de l'analyse des réseaux sociaux (cf. Lazega (1998), Degenne et Forsé (1994) pour des présentations) (2). L'appariement de l'enquête *Lifi* avec le panel *DADS* permet de suivre les salariés dans leurs différentes périodes d'emplois au sein des groupes.

Les groupes englobent une part importante du marché du travail français

En 1999, près de 40 % des individus du panel *DADS* ont travaillé dans un groupe. Cette proportion croît lentement entre 1991 et 1994 et se stabilise ensuite jusqu'en 1999 (cf. tableau 1). La nature du panel *DADS* permet de généraliser cette conclusion à l'ensemble de la population active. Ainsi, près d'un actif sur deux du secteur privé est susceptible d'être concerné par des réalités propres au groupe. Cette part est plus importante en réalité puisque les groupes sont plus vastes que ce que révèle l'enquête *Lifi*. Cette enquête impose, en effet, des frontières aux groupes, trois conditions étant posées pour qu'une firme soit interrogée en tant que société amont (cf. encadré 1). Or, les groupes peuvent s'étendre au-delà des frontières qui leur sont imposées par ces critères.

Les biais introduits par la sélection des périodes d'emplois effectuée sont contrôlés selon la

2. Certaines de ces techniques sont ici mises en œuvre. Elles permettent de décrire avec précision la nature de la mobilité intra-groupe.

Schéma 1
Un exemple de groupe

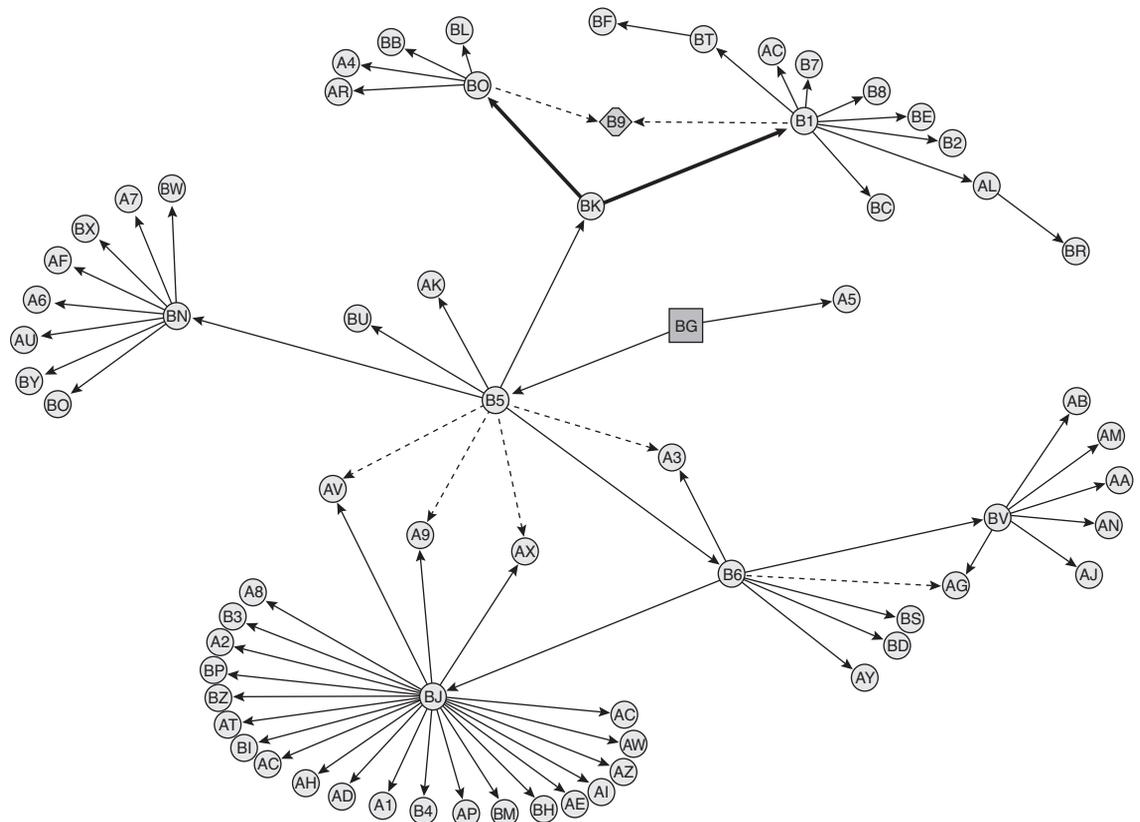


Tableau 1
Les salariés dans les groupes de l'enquête *Lifi* et dans le panel *DADS*

Au 1^{er} janvier

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Salariés du champ du panel DADS (en milliers au 31 mars)	13 699	13 600	13 307	13 212	13 414	13 529	13 621	13 919	14 291
Nombre d'actifs du secteur privé dans le panel DADS à cette date (en milliers)	508,8	647,9	704,4	723,1	745,5	765,7	750,4	750,4	722,1
Salariés occupés dans le panel DADS (en milliers)	508,8	553,7	557,5	542,2	575,2	592,6	583,4	599,9	595,0
Nombre d'entreprises de groupe	30 470	35 974	42 981	49 275	50 880	57 063	61 881	65 712	69 967
Nombre de groupes	2 927	3 965	5 018	6 374	6 738	7 516	8 237	8 788	9 336
Nombres d'actifs occupés dans un groupe à cette date (en milliers) dans le panel DADS	179,5	202,0	211,9	218,8	218,0	231,0	227,7	241,4	234,8
Proportion des actifs occupés dans les groupes sur le total des actifs dans le panel DADS (en %)	35,3	36,5	38,0	40,4	37,9	39,0	39,0	40,3	39,5

Champ : industrie, commerce, services.

Sources : Dares (pour la première ligne), enquête *Lifi*, panel *DADS* et fichier *MDST*.

Encadré 1

LES DONNÉES ET LA SÉLECTION DES SALARIÉS ÉTUDIÉS

Les données

La mobilité professionnelle intra-groupe est étudiée au travers de trois sources distinctes de données :

- le panel de salariés *DADS* (Déclarations annuelles de données sociales) qui permet de suivre 1/24^e des salariés du privé dans leurs trajectoires professionnelles ;
- l'enquête *Lifi* (Liaisons financières) qui recense les liaisons financières entre entreprises ;
- le fichier des *MDST* (Modifications de structures des entreprises) qui comprend les principales modifications de structures des entreprises, c'est-à-dire les fusions, les acquisitions, etc.

Le panel *DADS* est issu de données administratives françaises exhaustives incluant l'ensemble de la population active du secteur privé, des entreprises publiques et de la fonction publique hospitalière (1). C'est un échantillon au 1/24^e obtenu par l'extraction du fichier original de tous les individus nés en octobre d'une année paire. Ce fichier permet ainsi de suivre leur parcours individuel. Le panel suit chaque année environ 900 000 salariés sur la période 1991-1999 étudiée ici. Au niveau des individus, il permet l'étude des périodes d'emploi, des trajectoires professionnelles et salariales. Au niveau des entreprises, il rend possible un suivi longitudinal de la politique d'embauche ou de licenciement, ainsi qu'un suivi de la politique salariale mise en œuvre. Le panel commence en 1967. Un identifiant pour les entreprises (Siren) a été introduit en 1976. Outre ces éléments de base, les principales variables renseignent sur les périodes d'emploi individuelles (jours de début et de fin de rémunération), le code sectoriel de l'entreprise fréquentée, les salaires versés lors des diverses périodes d'emploi, la catégorie juridique de l'entreprise, le type d'emploi, la localisation géographique de l'établissement, la profession et catégorie sociale, le nombre d'heures effectuées, la taille de l'entreprise et de l'établissement dans lequel travaille le salarié.

L'enquête *Lifi* réalise un suivi annuel des groupes d'entreprises. Elle existe depuis 1979 pour les groupes privés et depuis 1984 pour les groupes publics. Chaque observation des fichiers *Lifi* décrit un lien entre deux sociétés, l'une dite société « amont » (celle qui détient), l'autre société « aval » (celle qui est détenue). Toutes les sociétés interrogées remplissent l'une des trois conditions suivantes : posséder un portefeuille de titres de participations supérieur à 1,2 million d'euros, réaliser un chiffre d'affaires supérieur à 30 millions d'euros, ou disposer d'un effectif salarié supérieur à 500 personnes. Les entreprises françaises qui correspondent à l'un de ces trois critères sont interrogées en tant que « sociétés amont » sur leurs portefeuilles de titres de participations. Si elles déclarent posséder des parts d'une « société aval » qui par ailleurs remplirait l'une des trois conditions d'entrée dans la base, alors cette société est à son tour interrogée en tant que « société amont » (si elle ne l'a pas déjà été). Ainsi, les « sociétés aval » qui ne remplissent aucune des trois conditions mentionnées ne sont pas interrogées en tant que sociétés amont (2).

Le fichier des *MDST* permet de contrôler des fusions et acquisitions. Comme les salariés sont suivis dans les groupes avec le numéro Siren de la filiale qui les emploie, il est important de corriger des mobilités qui n'en sont pas, c'est-à-dire que certains changements de coordonnées de l'employeur ne correspondent pas à une mobilité du salarié mais à une modification juridique à employeur inchangé au sens économique. L'exemple rencontré le plus significatif concerne le cas

→

1. Cf. *guide méthodologique des DADS*, 2002, Insee.

2. L'Insee utilise en complément de l'enquête *Lifi* la base de donnée Diane (Disque pour l'analyse économique) depuis 1999 pour recenser les entreprises de groupes d'une façon plus large. *Lifi* contient environ 10 000 groupes et après complément Diane en comprend 20 000 (essentiellement des petits) en 1999.

Encadré 1 (suite)

d'une grande entreprise qui se transforme en quatre entités différentes dans lesquelles les salariés paraissent mobiles. Pour les salariés, tout est pourtant transparent : ils ne changent ni de site ni d'établissement. Les fichiers *MDSST* contiennent le montant du transfert de capital et le flux de salariés qui résultent de la modification de structure : on peut ainsi éliminer les flux fictifs.

La sélection des salariés et les retraitements pour erreurs résiduelles d'observations

Les périodes d'emplois

Les observations annuelles du panel *DADS* sont converties en une base unique couvrant la période 1991-1999, ayant pour unité statistique la période d'emploi individuelle (ou « *jobspell* », cf. Abowd, Finer, Kramarz et Roux (1997) ; par la suite, on l'appelle « période d'emploi »). Le fichier en entrée compte 10 329 881 observations annuelles, pour 1 750 437 individus. Dans un premier temps, on retire les observations comportant des erreurs résiduelles dans les fichiers sur les dates de début et de fin d'emploi (219 999 observations sont supprimées). Après ces suppressions, on agrège les périodes d'emploi annuelles en périodes d'emploi couvrant toute la période (1991-1999) : on passe de 9 561 831 à 4 721 256 observations. Par ailleurs, deux périodes d'emploi, dans le même établissement et pour le même individu, séparées par une période de non-emploi de moins de 31 jours seront en fait considérées comme une seule et les 30 jours réintégrés dans cette dernière.

On repère ensuite les périodes d'emplois emboîtées dans d'autres périodes d'emplois. Une période d'emploi emboîtée commence, pour un même individu, après une autre (ou en même temps) et se termine avant elle (ou en même temps).

Exemple de période emboîtée :

Période A : JDEB-----JFIN

Période B : JDEB-----JFIN

La période B est dite « emboîtée ». Dans le fichier transversal, 849 850 observations le sont (sur 4 721 256). C'est le cas lorsqu'un salarié occupé à temps partiel prend un autre emploi en même temps. Ensuite, on génère des enregistrements pour repérer les périodes de non-emploi intermédiaires. Il s'agit des périodes pendant lesquelles une personne n'occupe pas d'emploi, cette personne ayant été en emploi auparavant, et l'étant à nouveau après.

La base (de laquelle on a retiré provisoirement les périodes d'emploi emboîtées) est enrichie de 1 780 446 observations. Elles correspondent à ces périodes de non-emploi intermédiaires (on aboutit à : $3\,871\,406 + 1\,780\,446 = 5\,651\,852$ observations).

On corrige ensuite un autre type d'erreur résiduelle propre au panel *DADS* : l'absence d'information sur un individu pendant une année civile. On repère dans l'échantillon global les individus quittant un établissement donné au 31 décembre, absents pendant une

année, puis réapparaissant dans le même établissement au début de l'année suivante. Dans ce cas, on fusionne les trois périodes (deux périodes d'emploi + une période de non-emploi correspondant à la disparition de l'individu sur une année donnée) en une seule période d'emploi dans ce même établissement. La base passe de 5 651 852 à 5 639 298 observations.

On réintroduit ensuite les enregistrements des périodes de non-emploi initiales. Ces périodes concernent les individus qui font des études, sont au chômage, en congé parental, dans la fonction publique, etc. Elles correspondent à la période de temps séparant le début de la période d'observation (1^{er} janvier 1991) et la première entrée d'un individu dans la base. Par exemple, une personne apparaissant au 657^e jour de la période d'observation pour la première fois se verra attribuer une période de non-emploi initiale du 1^{er} au 656^e jour de la période. De cette manière, 848 294 observations sont générées (58 % des salariés de la base entrent après le début de la période d'observation). On effectue le même travail avec les périodes de non-emploi terminales. On génère alors 734 378 observations supplémentaires (on passe à : $848\,294 + 734\,378 + 5\,639\,298 = 7\,221\,970$ observations).

Au final, la somme des durées de périodes d'emploi, de non-emploi intermédiaires, initiales et terminales doit totaliser 9×360 jours = 3 240 jours. Cette vérification faite, on réintègre dans la base les périodes d'emploi emboîtées isolées au départ (la part des individus qui ont eu au moins une fois sur la période une période d'emploi emboîtée est de 21 % des 1 446 041 individus). On supprime les rares individus ayant eu plus de deux périodes d'emploi emboîtées les unes dans les autres pour faciliter les traitements postérieurs.

Les mobilités

Cette étape constitue la base qui contient l'ensemble des événements de mobilité entre périodes d'emploi. Il faut définir rigoureusement ce qu'on entend par « événement de mobilité ». Pour l'ensemble des périodes d'emploi que connaît un même individu, il faut définir les règles suivant lesquelles on « connecte » ces dernières les unes aux autres : c'est-à-dire définir les principes permettant de décider qu'une période d'emploi a éventuellement donné suite à une autre.

Le schéma suivant représente une carrière individuelle complexe, avec des événements d'emboîtements (périodes d'emploi B, C et E) et des événements de simple chevauchement (périodes D, C). A, B, C, D, E, F et G sont l'ensemble des périodes d'emploi pour cet individu sur la période complète (1991-1999). On cherche à repérer les « événements de mobilité », c'est-à-dire des paires de périodes d'emploi dites « connectées ».

Période A : -----

Période B : -----

Période C : -----



structure des qualifications (cf. tableau 2), la taille des groupes (cf. tableau 3) et selon la taille des entreprises (cf. tableau 4). Parmi l'ensemble des périodes d'emploi s'achevant dans un groupe, on ne conserve que celles ayant duré plus de 30 jours, qui ne sont pas emboîtées (cf. encadré 1) et dont les entreprises où elles s'achèvent n'ont pas connu de restructuration cette année-là (contrôle par le fichier des *MDST* – Modification de structures des entreprises). Dans cette sélection, l'unité est la période d'emploi. La disparition d'un quart des périodes d'emplois ne change pas la distribution des indi-

vidus si on les classe par catégorie socioprofessionnelle, par taille d'entreprises et par taille de groupes. Il est possible, en revanche, que la limitation des analyses à des périodes d'emploi d'une durée significative (30 jours) introduise un biais en faveur de l'emploi stable à temps plein. Des considérations sur les marchés internes et les carrières comme celles que l'on présente dans cet article ne semblent cependant pas incompatibles avec ce biais.

Pour donner un premier aperçu de la mobilité professionnelle des salariés des groupes par

Encadré 1 (fin)

Période D : -----

Période E : -----

Période F : -----

Période G : -----

On adopte deux règles pour décider s'il existe ou non un lien entre deux périodes d'emploi (et donc s'il existe un événement de mobilité entre elles) :

Règle 1 : *règle du contact temporel entre périodes d'emploi.* Si deux périodes d'emploi sont actives simultanément à n'importe quel moment des périodes sur lesquelles elles s'étalent, on dira alors que celle qui a commencé le plus tôt « est connectée » à celle qui commence le plus tard. Ceci constitue un événement de mobilité *potentiel* de la première vers la seconde.

Règle 2 : *règle de la période d'emploi consécutive la plus proche.* Dans le cas simple où un individu quitte son emploi puis reprend une activité ailleurs 15 jours plus tard, la règle 1 ne détecte pas de connexion. La règle 2 vise alors à connecter une période d'emploi A avec une période d'emploi B telle que celle-ci soit la première à commencer après que la période d'emploi A se termine. Dans ce cas, la période d'emploi A « est connectée » à la période d'emploi B et un « événement de mobilité » *potentiel* est signalé de A vers B.

Dans l'exemple, la période A commence avant B, C, D qui eux débutent avant que se termine la période A : la règle 1 générera trois connexions de A vers B, C et D, c'est-à-dire trois événements de mobilité dans la nouvelle base. Ensuite, A se termine avant E qui est la première période suivante : la règle 2 générera une connexion de A vers E.

Dans l'ensemble, 3 023 702 événements de mobilité sont constitués, pour 773 936 individus. Chaque événement comporte une variable indiquant la règle étant à l'origine de sa création. 80 % d'entre eux renvoient à la règle 2.

Remarques

- Un même établissement peut se trouver connecté à lui-même si l'individu l'a quitté durant plus de 30 jours pour y revenir ensuite.
- Chaque période d'emploi ne peut avoir qu'une seule relation de type 2, à moins que plusieurs périodes d'emploi remplissant les conditions décrites plus haut démarrent simultanément. En revanche, une même période d'emploi peut avoir plusieurs relations de type 1. Dans les analyses, on sélectionne pour chaque période d'emploi une seule de ses relations si elle en a plusieurs.
- Des individus disparaissent de la base s'ils n'ont eu qu'une seule période d'emploi sur la période (pas de mobilité constatée entre 1991 et 1999).

Tableau 2
La structure des qualifications

En milliers et en %

	Directeurs	Cadres et ingénieurs	Professions intermédiaires	Employés	Ouvriers	Stagiaires	Ensemble
Périodes d'emploi s'achevant au sein d'un groupe	9,7 <i>0,4</i>	322,2 <i>12,3</i>	579,1 <i>22,2</i>	584,1 <i>22,4</i>	1 074,9 <i>41,1</i>	43,0 <i>1,6</i>	2 613,1 <i>100,0</i>
Périodes d'emploi rejetées	1,4 <i>0,2</i>	29,7 <i>4,4</i>	70,6 <i>10,3</i>	210,1 <i>30,7</i>	340,9 <i>49,9</i>	30,7 <i>4,5</i>	683,6 <i>100,0</i>
Périodes d'emploi sélectionnées	8,2 <i>0,4</i>	292,4 <i>15,2</i>	508,4 <i>26,4</i>	374,0 <i>19,4</i>	733,9 <i>38,0</i>	12,3 <i>0,6</i>	1 929,5 <i>100,0</i>

Lecture : les pourcentages sont indiqués en italique.
Sources : enquête Lifi et panel DADS.

catégorie socioprofessionnelle, une transposition de la méthode de Lazear (1995) est utilisée : elle permet de calculer des taux de mobilité intra-groupe. Il s'agit de considérer l'entreprise comme un tout et de calculer, pour l'ensemble des salariés la quittant sur une période donnée, la part de ceux qui restent dans le groupe auquel elle appartient. Plus précisément, on sépare les périodes d'emploi observées au premier janvier de chaque année en six groupes suivant la nature de la mobilité sur le reste de l'année (cf. encadré 1). Il y a en premier lieu, toujours en grand nombre, les immobiles, qui ne quittent pas leurs entreprises durant l'année. Puis, parmi ceux ayant quitté leur entreprise, cinq sous-groupes sont mis en évidence : ceux qui se dirigent vers un emploi instable (la durée de l'emploi suivant est inférieure à un mois, et la transition entre les deux emplois dure au maximum un mois), ceux qui se trouvent en période de non-emploi (la transition dure au moins 30 jours avant de retrouver un poste), ceux qui retrouvent un emploi stable hors du groupe (moins de 30 jours de transition et plus de 30 jours dans le nouvel emploi), ceux qui retrouvent un emploi dans le groupe dont ils ont quitté l'une des entreprises (moins de 30 jours de transition et plus de 30 jours dans le nouvel emploi), et enfin ceux qui quittent le panel

(décès, retraités, chômeurs, salariés entrant dans la fonction publique, etc.) pour ne plus réapparaître durant la période sélectionnée (3).

Pour les six groupes, les observations représentent des moyennes annuelles (4). Deux indicateurs sont calculés (cf. les deux dernières lignes du tableau 5) : le premier correspond à la part des salariés quittant leur entreprise et restant dans leur groupe dans l'ensemble des salariés quittant leur entreprise sans passer par une période de non-emploi supérieure à un mois ; le second correspond à la part des salariés quittant leur entreprise et restant dans leur groupe dans l'ensemble des salariés quittant leur entreprise (sans restriction concernant la durée de non-emploi intermédiaire).

Un premier résultat concerne la structure par qualification des salariés dans les groupes (cf. première ligne du tableau 5), avec par

3. La modification de ces deux paramètres (durée de non-emploi transitionnel et nombre de jours en activité dans le poste d'arrivée), de celui de la période d'observation (360 jours) et de ceux de formation de la sous-population (au 1^{er} janvier de chaque année et pour au moins 30 jours) peuvent, bien sûr, occasionner des modifications dans les chiffres présentés.

4. Les résultats sont multipliés par 24 et divisés par 9 pour appréhender l'ensemble de l'économie française sur la période 1991-1999.

Tableau 3
La taille des groupes

En milliers et en %

	Moins de 500 salariés	De 500 à 1 999 salariés	De 2 000 à 9 999 salariés	Plus de 10 000 salariés	Variable manquante	Ensemble
Périodes d'emploi s'achevant au sein d'un groupe	301,5 <i>11,5</i>	388,3 <i>14,9</i>	489,3 <i>18,7</i>	1 428,4 <i>54,7</i>	5,4 <i>0,2</i>	2 613,1 <i>100,0</i>
Périodes d'emploi rejetées	54,3 <i>7,9</i>	84,6 <i>12,4</i>	113,9 <i>16,7</i>	430,0 <i>62,9</i>	0,6 <i>0,1</i>	683,6 <i>100,0</i>
Périodes d'emploi sélectionnées	247,2 <i>12,8</i>	303,6 <i>15,7</i>	375,4 <i>19,5</i>	998,4 <i>51,7</i>	4,8 <i>0,2</i>	1 929,5 <i>100,0</i>

Lecture : les pourcentages sont indiqués en italique.
Sources : enquête Lifi et panel DADS.

Tableau 4
La taille des entreprises

En milliers et en %

	Moins de 20 salariés	De 20 à 49 salariés	De 50 à 199 salariés	De 200 à 499 salariés	Plus de 500 salariés	Variable manquante	Ensemble
Périodes d'emploi s'achevant au sein d'un groupe	83,9 <i>3,2</i>	110,0 <i>4,2</i>	303,9 <i>11,6</i>	322,3 <i>12,3</i>	1 782,9 <i>68,2</i>	9,8 <i>0,4</i>	2 613,1 <i>100,0</i>
Périodes d'emploi rejetées	22,7 <i>3,3</i>	22,4 <i>3,3</i>	57,4 <i>8,4</i>	63,2 <i>9,2</i>	513,2 <i>75,1</i>	4,4 <i>0,6</i>	683,5 <i>100,0</i>
Périodes d'emploi sélectionnées	61,1 <i>3,2</i>	87,5 <i>4,5</i>	246,6 <i>12,8</i>	259,1 <i>13,4</i>	1 266,6 <i>65,8</i>	5,4 <i>0,3</i>	1 929,5 <i>100,0</i>

Lecture : les pourcentages sont indiqués en italique.
Sources : enquête Lifi et panel DADS.

rapport à la structure globale de la population active, une surreprésentation des ouvriers (38 %) et des professions intermédiaires (26 %) et une sous-représentation des employés (19 %), qui découlent de la surreprésentation des groupes dans l'industrie. La légère surreprésentation des cadres se comprend également à l'aune de la structure des entreprises de groupes, plus grandes, et par conséquent avec des entités qui en chapeautent d'autres comme les holdings dans le groupe ou des directions de ressources humaines dans l'entreprise.

La part globale de la mobilité intra-groupe sur la totalité des sorties de niveau entreprise est de 6,3 % pour la mobilité totale et de 14,9 % pour la mobilité d'emploi à emploi entre 1991 et 1999. Sa répartition selon les catégories socio-professionnelles positionne en première place les « chefs d'entreprises salariés » (13,2 % et 37,6 %). Résultat logique puisqu'on imagine facilement qu'au niveau de l'entreprise l'espace nécessaire à la mobilité des salariés ayant atteint la direction soit restreint. Pour les cadres et ingénieurs, ces chiffres sont de 13,5 % pour la mobilité totale et de 28,5 % pour la mobilité d'emploi à emploi. Entre 1991 et 1999, plus d'un cadre ou ingénieur sur quatre quittant une entreprise de groupe – pour retrouver rapidement un emploi – le fait en interne, c'est-à-dire dans son groupe d'appartenance. Ainsi, une part importante de la mobilité inter-entreprise en France cache en fait un fort volume de carrières internes aux groupes : ceux-ci englobent aujourd'hui plus de la moitié des actifs du secteur privé (source : enquête *Lifi* plus *Diane*).

Le taux de mobilité intra-groupe des cadres et ingénieurs est proche de celui des directeurs salariés : l'argument concernant le défaut d'espace expliquerait également ce niveau élevé. C'est du moins ce que suggère cette proximité entre le taux des directeurs salariés, pour lesquels on sait que l'espace manque au niveau de l'entreprise, et celui des cadres et ingénieurs, pour lesquels cette caractéristique est simplement supposée. Preuve supplémentaire de ce possible effet, les taux de mobilité apparaissent fortement liés à la taille de l'entreprise, par conséquent à l'espace disponible : les mobilités intra-groupes sont inversement proportionnelles à la taille de l'entreprise (cf. tableau 6). Le marché interne de groupe vient-il alors compenser la disparition des marchés internes intra-entreprises ou l'impossibilité de les remettre en place ?

En résumé, ces résultats montrent deux choses. D'abord, que les groupes englobent une part importante du marché du travail français et que cette part est croissante sur la période étudiée. Ensuite, que les entreprises de groupes disposent bien de possibilités nouvelles pour leur gestion des ressources humaines, et qu'elles les utilisent. En revanche, on ne sait pas comment elles disposent de ces possibilités. Le groupe est un ensemble de ressources important pour les entreprises membres, mais rien ne dit que c'est de l'ensemble de ces ressources que ses membres tirent profit : divers cloisonnements existent. On rend compte de deux d'entre eux dans ce qui suit.

Tableau 5
Mobilité des salariés de groupes par catégories sociales en moyenne entre 1991 et 1999

En milliers

	Directeurs	Cadres et ingénieurs	Professions intermédiaires	Employés	Ouvriers	Stagiaires	Ensemble
Ensemble	22,1	779,9	1 355,9	997,6	1 957,1	32,8	5 145,4
Vers emploi instable	0,3	1,4	2,9	5,0	9,4	0,6	19,4
Vers non-emploi transitoire (supérieur à 30 jours)	2,0	44,9	74,4	107,1	186,8	10,3	425,8
Immuable	17,7	657,8	1 158,1	764,6	1 526,1	14,7	4 139,1
Vers emploi hors groupe	0,6	27,4	42,7	54,4	113,0	3,9	242,1
Vers emploi même groupe	0,4	11,5	12,1	7,9	13,6	0,3	45,9
Sortie de panel	1,1	36,7	65,5	58,4	108,1	2,9	272,9
Part de la mobilité intra-groupe dans la mobilité d'emploi à emploi (en %)	37,6	28,5	21,1	11,8	10,0	7,5	14,9
Part de la mobilité intra-groupe dans la mobilité (hors sortie de panel) (en %)	13,2	13,5	9,2	4,5	4,2	2,4	6,3

Lecture : entre 1991 et 1999, 6,3 % des salariés travaillant dans une entreprise de groupes l'ont quittée pour une entreprise du même groupe. Les données sont multipliées par 24 et divisées par 9.
Sources : enquête *Lifi*, panel DADS, fichier MDST.

La prise en compte de la distance à l'ascendant hiérarchique au sein du groupe

Le schéma 1 est un exemple de la représentation d'un des 9 336 groupes repérés en 1999 (cf. tableau 1). Chaque cercle représente une entreprise, chaque flèche un lien financier. La firme se trouvant à l'origine de la flèche est celle qui possède plus de 50 % du capital de celle qui se trouve à son extrémité. Chaque flèche pleine représente donc un lien de contrôle (les flèches en pointillés représentent des participations inférieures aux 50 % définissant la situation de contrôle majoritaire). Toute entreprise ne peut être à l'extrémité que d'une seule flèche pleine (elle ne peut pas être possédée à plus de 100 %). La seule organisation qui n'est pas à l'extrémité d'une flèche est la « tête de groupe » ; elle est représentée par un carré dans le schéma (ici, « BG » est la tête de groupe).

On voit apparaître une hiérarchie avec au sommet du schéma (au centre), la tête de groupe, et tout en bas (en périphérie) les sociétés « filles » n'en contrôlant aucune autre. Tout mouvement professionnel entre entreprises dans ce type de configuration hiérarchique peut y être observé de façon simple et synthétique. Soit, par exemple, les organisations « AC » et « AW » toutes deux filles de « BJ » (en bas au milieu). Si un salarié passe de « AC » à « AW » entre 1998 et 1999, la caractéristique de ce mouvement est de se réaliser entre deux sociétés filles d'une même société mère : elles ont donc toutes deux le même ascendant hiérarchique direct (c'est-à-dire leur

mère « BJ »). Si on prend maintenant un mouvement ayant lieu entre « A5 » et « B5 » (centre du schéma 1), il a la même caractéristique que le précédent : « A5 » et « B5 » ont également un même ascendant hiérarchique direct, et un seul, « BG », qui est leur mère. On dira alors que ces deux mouvements (de « AC » vers « AW » et de « A5 » vers « B5 ») sont équivalents et qu'ainsi tous les mouvements de ce type peuvent être regroupés et dénombrés au sein d'une même classe d'équivalence.

Qu'en est-il dès lors d'un mouvement ayant lieu entre « BR » et « BC » (en haut à droite) ? Ces deux entreprises n'ont pas la même société mère et ne renvoient donc pas à la classe d'équivalence qui vient d'être présentée. Mais un autre lien de parenté structurale les unit : « BR » est fille de « AL », qui est en fait une sœur de « BC ». Comme on veut retrouver leur ascendant hiérarchique commun (qui soit le plus proche possible de chacune des deux sociétés), il va falloir aller le chercher un peu plus haut dans la structure : le premier que l'on rencontre est « B1 ». Cette façon de procéder signifie simplement que l'on doit raisonner en termes de distances. Ainsi, quand un mouvement existe depuis « BR » vers « BC », le fait de chercher leur *ascendant hiérarchique commun le plus proche* conduit à « B1 » qui se trouve à un pas de distance de « BC » et à deux pas de distance de « BR ». Dans les deux cas précédents, les distances aux *ascendants hiérarchiques communs les plus proches* pour les couples de sociétés (« AC », « AW ») et (« A5 », « B5 ») étaient à chaque fois d'un pas depuis la société de départ du salarié et d'un pas depuis la société où il est arrivé.

Tableau 6
Mobilité par taille d'entreprises*

En milliers

	Moins de 20 salariés	De 20 à 49 salariés	De 50 à 199 salariés	De 200 à 499 salariés	Plus de 500 salariés	Variable manquante	Ensemble
Ensemble	163,1	233,3	657,5	690,9	3 385,8	14,5	5 145,4
Vers emploi instable	0,5	0,8	2,0	2,1	13,8	0,0	19,4
Vers non-emploi transitoire	13,3	18,9	48,1	48,2	294,8	2,3	425,8
Immobile	129,6	187,2	541,9	572,5	2 699,5	8,0	4 139,1
Vers emploi hors groupe	8,5	10,6	26,3	27,0	166,9	2,6	242,1
Vers emploi même groupe	3,2	4,2	9,0	9,1	19,6	0,7	45,9
Sortie de panel	7,8	11,3	29,8	31,8	190,9	1,0	272,9
<i>Part de la mobilité intra-groupe sur la mobilité d'emploi à emploi (en %)</i>	26,2	27,1	24,1	23,9	9,8	19,6	14,9
<i>Part de la mobilité intra-groupe sur la mobilité (hors sortie de panel) (en %)</i>	12,6	12,3	10,6	10,6	4,0	11,7	6,3

* La taille de l'entreprise est celle observée au 1^{er} janvier de chaque année.
Sources : enquête Lifi et panel DADS.

L'écriture suivante est adoptée : le couple de distances à l'ascendant hiérarchique commun le plus proche pour un mouvement allant de « BR » vers « BC » s'écrit (1,2), celui concernant un mouvement allant de « AC » vers « AW » ou de « A5 » vers « B5 » s'écrit (1,1). Le premier chiffre donne la distance depuis la firme de départ, le second depuis la firme d'arrivée. Les couples incluant un zéro sont possibles : (0,1) désigne le cas d'un salarié passant de la société mère à une société fille, et (1,0) celui d'un salarié passant de la société fille à la société mère. Suivant la taille des groupes, ces distances peuvent être plus ou moins importantes : dans l'exemple donné ici, la situation la plus extrême en termes de somme des distances est (4,3) pour un mouvement allant de la firme « BR » vers la firme « AC » (leur ascendant hiérarchique commun le plus proche étant « B5 »).

En généralisant, tout mouvement professionnel ayant lieu entre deux sociétés membres d'un même groupe peut être traduit en un couple de distances (x, y) à leur ascendant hiérarchique commun le plus proche (5). On peut donc comptabiliser l'ensemble des mouvements professionnels ayant eu lieu dans l'ensemble des groupes français sur toute la période dans un seul tableau, celui croisant la variable X et la variable Y du couple de distances (x, y) depuis les firmes de départ et d'arrivée à leur ascendant hiérarchique commun le plus proche. Un tel tableau produit par son croisement l'ensemble des classes d'équivalences possibles.

Ce tableau représente un résumé des configurations d'échanges prenant effet sur la période et permet de répondre partiellement à la question posée dans cet article : quel usage font les firmes membres des ressources disponibles dans le groupe ? Existe-t-il des cloisonnements et quel est leur type ? On donne le guide de lecture des croisements pour des distances allant de 0 à 2 pas (cf. tableau 7). On s'est limité à ces distances en raison de la rareté des mobilités impliquant de plus grandes distances, comme on le montre plus loin. On éclaire ainsi sur ces exemples la logique qu'implique le croisement des variables X et Y des couples de distances (x, y) . Son extension à des distances plus importantes est aisée.

Sur l'exemple, la structure financière est toujours la même (traits fins) : « A » possède « B » et « C » ; « B » possède « D » ; et « C » possède « E » (cf. tableau 7). Cette petite structure ne vise pas à représenter un groupe. Elle est un sous-ensemble typique pouvant être extrait de n'importe quel groupe. L'entreprise « A » peut

5. Ceci est possible parce que chaque société n'a qu'une mère la contrôlant majoritairement. Ainsi, les cas des co-entreprises, des joint-ventures, ne sont pas analysables en ces termes (par exemple « B9 », cf. schéma 1). Mais ces types de société sont assez rares : en 1999, sur 69 967 sociétés de groupes, seulement 1 719 doivent leur appartenance à leurs groupes à cette forme de contrôle (elles sont elles-mêmes ainsi contrôlées ou l'un de leurs ascendants l'est). La technique utilisée ici ne fait référence qu'à la structure des liens majoritaires, les liaisons inférieures aux 50 % (flèches pointillées), ne servent pas dans la détermination de la position de l'ascendant hiérarchique commun le plus proche, ni dans le calcul des distances à ce dernier.

Tableau 7
Les distances à l'ascendant hiérarchique commun le plus proche depuis la société de départ et la société d'arrivée

Schéma général pour des distances allant de 0 pas à 2 pas

		Distance depuis la firme d'arrivée		
		0 pas	1 pas	2 pas
Distance depuis la firme de départ	0 pas	Mobilité intra-entreprise		
	1 pas			
	2 pas			

contrôler davantage de firmes, les entreprises « D » et « E » elles-mêmes peuvent disposer de sociétés filles. Les groupes réels sont souvent bien plus vastes (comme le montre le schéma 1), mais ils sont toujours un agrégat de sous-ensembles élémentaires tel que celui représenté dans le tableau 7. Il est rare (3 % des cas) que des sous-structures plus vastes soient nécessaires pour traiter de la mobilité intra-groupe.

Les traits gras représentent les mouvements de salariés correspondant à la classe générée par le croisement des distances X et Y . Chaque cellule comporte plusieurs flèches de ce type : elles représentent l'ensemble des mouvements possibles se rapportant à la classe correspondante (cf. tableau 7). Par exemple, le couple de distances (1,2) à l'ascendant hiérarchique commun le plus proche (un pas depuis la firme de départ du salarié et deux pas depuis la firme d'arrivée du salarié) renvoie à des mouvements professionnels de « B » vers « E » ou de « C » vers « D ». Dans le cas d'un mouvement de « B » vers « E », leur ascendant hiérarchique commun le plus proche est « A » qui se trouve à un pas de la firme de départ « B » et à deux pas de la firme d'arrivée « E ». D'où l'inclusion de ces mouvements dans la classe (1,2), aux lignes et colonnes correspondantes dans le tableau 7. Lorsqu'il existe des couples de distances incluant un zéro, cela signifie que l'une des deux firmes impliquées par le mouvement du salarié, en tant que société de départ ou en tant que société d'arrivée, est elle-même l'ascendant hiérarchique commun le plus proche. Le couple (1,0) signifie alors qu'un salarié passe d'une société fille à une société mère (de « D » vers « B » ou de « B » vers « A » ou de « E » vers « C » ou de « C » vers « A »).

Un cloisonnement structural dans l'usage des ressources humaines à l'intérieur d'un groupe

Si on applique cette méthode aux données, un peu plus de 2 000 mouvements (sur 17 000 flux intra-groupes entre 1991 et 1999) ne peuvent pas être classés dans le tableau. Ils renvoient à différents cas de figures dont le plus important est celui-ci : on observe souvent des groupes qui ayant cédé le contrôle d'une société donnée conservent tout de même une partie du capital humain. D'importants flux collectifs sont alors observés : puisque l'entreprise en $t + 1$ n'appartient plus au groupe de t , on recense des mouvements de salariés de l'entreprise vers le groupe.

La spécificité de ce genre de mouvements professionnels a conduit à ne l'inclure ni ici, ni dans le modèle empirique de la seconde partie. Il nécessite une étude à part mais mérite d'être souligné. Ainsi 14 673 mouvements sur les 17 234 repérés sont classés dans le tableau 8. Ils représentent 85 % de l'ensemble des mobilités intra-groupes observées sur la période 1991-1999.

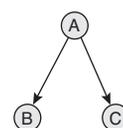
Le constat est le suivant : 84 % des mobilités intra-groupe ayant eu lieu sur la période 1991-1999 renvoient aux couples de distances (1,0), (1,1) et (0,1), c'est-à-dire, dans l'ordre, aux mouvements ascendants vers la société mère, aux mouvements entre sociétés filles d'une même société mère et aux mouvements descendants depuis la société mère. Il s'agit de triades financières composées d'une société mère et de deux sociétés filles (6), configuration que le schéma 2 illustre.

Ce résultat comporte *a priori* un « biais » lié aux distances entre la tête et les filiales car de nombreux groupes sont organisés de la manière suivante : la tête de groupe est entourée d'un certain nombre de sociétés filles et l'étendue du groupe s'arrête à ce niveau, il ne comporte pas de distances supérieures à 1. Dans une telle configuration, tout mouvement est nécessairement contenu dans la triade mère-filles. C'est pourquoi on présente ensuite un modèle qui va permettre de contrôler ce biais, tout en apportant le second constat que l'on présente dans cet article, celui de la dépendance régionale des flux. Cependant, on verra que ce résultat change peu. Indépendamment de la taille des groupes, les flux sont majoritairement contraints dans la triade mère-filles (7).

6. Notées 021D dans la classification de Holland et Leinhardt (1976) ou « 2-out-star ».

7. Un autre moyen de contrôler ce biais est de dresser un tableau similaire au tableau 4 pour les entreprises se trouvant au minimum à trois pas de distance de la tête de groupe : ceci implique qu'un volume conséquent d'opportunités non relatives à la triade « une mère-deux filles » existe. Le chiffre de 84 % descend alors à 72 %, ce qui reste l'indicateur d'un fort cloisonnement (cf. annexe).

Schéma 2
Une triade financière : une société mère et deux filles



On vient de montrer que l'usage des ressources humaines de groupe par une société membre dépend de sa position dans la structure financière du groupe : il y a un effet de cloisonnement structural. Les entreprises de groupes bénéficient de ressources locales en ce qui concerne la gestion du personnel, c'est-à-dire de flux salariés émanant des sociétés filles, de la société mère ou des sociétés sœurs directement. Il existe un cloisonnement relatif à la structure financière. On va maintenant ajouter à la modélisation un deuxième type de cloisonnement : le cloisonnement géographique.

La mobilité intra-groupe est forte dans les entreprises proches géographiquement

On modélise les flux intra-groupes à l'aide d'un modèle binomial négatif pour montrer qu'il existe des cloisonnements géographiques et structuraux dans la mobilité des salariés, en con-

trôlant la taille des entreprises, les secteurs d'activité et la qualification des salariés.

Dans la modélisation, le volume de salariés mobiles au sein d'un groupe est expliqué à l'aide des caractéristiques individuelles des entreprises et de leurs positions dans la structure financière du groupe. L'unité est l'entreprise. La variable expliquée est le nombre de salariés qui quittent l'entreprise au cours d'une année pour passer dans une entreprise du même groupe. Les quatre premières variables explicatives présentes dans les modèles sont la somme des effectifs de l'entreprise avec ceux des autres filiales de son groupe d'appartenance (cf. tableau 9). Celles-ci sont séparées en quatre ensembles distincts : la société mère de l'entreprise (c'est-à-dire son ascendant hiérarchique direct, par opposition à la tête de groupe), chacune de ses sociétés sœurs, chacune de ses sociétés filles, puis l'ensemble des autres sociétés du groupe n'étant ni mère, ni sœurs, ni filles de l'entreprise. Cette séparation permet de tester

Tableau 8

Distances à l'ascendant hiérarchique commun le plus proche depuis les sociétés de départ et les sociétés d'arrivée

A - Ensemble des mobilités intra-groupe sur la période 1991-1999 en valeurs absolues

		Distance depuis la firme d'arrivée						Ensemble
		0 pas	1 pas	2 pas	3 pas	4 pas	5 pas	
Distance depuis la firme de départ	0 pas	0	4 762	359	47	6	1	5 175
	1 pas	2 752	4 758	509	59	18	2	8 098
	2 pas	368	485	274	81	5	0	1 213
	3 pas	52	63	30	10	0	0	155
	4 pas	12	12	4	0	0	0	28
	5 pas	1	1	0	1	0	0	3
	6 pas	0	0	1	0	0	0	1
Ensemble		3 185	10 081	1 177	198	29	3	14 673

B - Ensemble des mobilités intra-groupe sur la période 1991-1999 en pourcentages sur le total

En %

		Distance depuis la firme d'arrivée						Ensemble
		0 pas	1 pas	2 pas	3 pas	4 pas	5 pas	
Distance depuis la firme de départ	0 pas	0,0	32,5	2,4	0,3	0,0	0,0	35,2
	1 pas	18,8	32,4	3,5	0,4	0,1	0,0	55,2
	2 pas	2,5	3,3	1,9	0,6	0,0	0,0	8,3
	3 pas	0,4	0,4	0,2	0,1	0,0	0,0	1,1
	4 pas	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,2
	5 pas	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
	6 pas	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Ensemble		21,8	68,7	8,0	1,3	0,2	0,0	100,0

Lecture : 4 758 mouvements renvoient au couple de distances (1,1) à l'ascendant hiérarchique commun le plus proche et représentent 32,4 % du total des flux sur la période. Il s'agit de mouvements ayant lieu entre deux sociétés « filles » d'une même société « mère ».

Sources : enquête Lifi, panel DADS et fichier MDST.

Tableau 9
Les résultats des estimations

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Constante	- 2,15	0,0907	- 2,18	0,0909	- 2,15	0,0908	- 2,18	0,0904
Somme des effectifs de l'entreprise et de sa société mère	0,0313	0,005	-	-	-	-	-	-
Somme des effectifs de l'entreprise et de ses sociétés sœurs	0,0112	0,001	-	-	-	-	-	-
Somme des effectifs de l'entreprise et de ses sociétés filles	0,0022	0,0005	-	-	-	-	-	-
Somme des effectifs de l'entreprise et des autres sociétés du groupe	0,0003	0,0001	-	-	-	-	-	-
Somme des effectifs de l'entreprise et de sa société mère dans les départements où ils se côtoient	-	-	0,0747	0,0153	-	-	0,0295	0,014
Somme des effectifs de l'entreprise de l'ensemble de ses sociétés sœurs dans les départements où ils se côtoient	-	-	0,169	0,0149	-	-	0,1006	0,0159
Somme des effectifs de l'entreprise et de l'ensemble de ses sociétés filles dans les départements où ils se côtoient	-	-	0,0295	0,0091	-	-	0,014	0,0112
Somme des effectifs de l'entreprise et de l'ensemble des sociétés du groupe ni mère ni sœur ni filles dans les départements où ils se côtoient	-	-	0,0257	0,0033	-	-	0,0534	0,0049
Somme des effectifs de l'entreprise et de sa société mère dans les départements où ils ne se côtoient pas	-	-	-	-	0,0361	0,0063	0,03	0,0066
Somme des effectifs de l'entreprise et de l'ensemble de ses sociétés sœurs dans les départements où ils ne se côtoient pas	-	-	-	-	0,011	0,0011	0,0085	0,0012
Somme des effectifs de l'entreprise et de l'ensemble de ses sociétés filles dans les départements où ils ne se côtoient pas	-	-	-	-	0,0022	0,0005	0,002	0,0007
Somme des effectifs de l'entreprise et de l'ensemble des sociétés du groupe ni mère ni sœur ni filles dans les départements où ils ne se côtoient pas	-	-	-	-	0,0003	0,0001	- 0,001	0,0002
Nombre de cadres	0,0056	0,0011	0,0063	0,0011	0,0058	0,0011	0,005	0,0011
Nombre de professions intermédiaires	- 0,002	0,0005	- 0,002	0,0005	- 0,003	0,0005	- 0,002	0,0005
Nombre d'employés	- 0,000	0,0005	- 0,002	0,0005	- 0,000	0,0005	- 0,004	0,0005
Nombre d'ouvriers	- 0,000	0,0004	- 0,001	0,0005	- 0,000	0,0004	- 0,003	0,0004
Moins de 20 salariés	0,5021	0,057	0,5063	0,0568	0,5011	0,0571	0,511	0,0566
Entre 20 et 49 salariés	0,169	0,0488	0,1755	0,0486	0,168	0,0488	0,1797	0,0484
Entre 50 et 199 salariés (Réf.)	0	0	0	0	0	0	0	0
Entre 200 et 499 salariés	0,267	0,0417	0,2583	0,0416	0,269	0,0417	0,2525	0,0414
Plus de 500 salariés	0,6183	0,0408	0,6014	0,0407	0,631	0,0408	0,5618	0,0406
Agriculture	0,1121	0,5179	0,1932	0,5168	0,1101	0,5177	0,1274	0,5189
Industrie extractive et agro-alimentaire	- 0,152	0,1018	- 0,105	0,102	- 0,159	0,1019	- 0,100	0,1014
Industrie métallurgique et chimique	- 0,044	0,0942	0,0023	0,0944	- 0,048	0,0943	- 0,010	0,0939
Industrie électrique et électronique	0,0684	0,1017	0,144	0,1018	0,0628	0,1019	0,1102	0,1013
Construction	0,239	0,1009	0,2787	0,101	0,239	0,1011	0,2598	0,1006
Commerce et hôtels-restaurants	0,0171	0,0927	0,0557	0,0928	0,0174	0,0928	0,0306	0,0923
Transports et communications	0,0367	0,0961	0,0584	0,0963	0,0453	0,0962	0,0311	0,0958
Services aux entreprises	0,2914	0,0931	0,2899	0,0933	0,2956	0,0932	0,2696	0,0928
Éducation et santé	- 0,735	0,1604	- 0,761	0,1626	- 0,732	0,1604	- 0,753	0,162
Culture et services domestiques (Réf.)	0	0	0	0	0	0	0	0
Dispersion	3,7495	0,1051	3,6993	0,1039	3,7757	0,1056	3,5971	0,1021

Lecture : les variables significatives à 5 % sont en gras. Réf. : modalité de référence.
Sources : enquête Lifi, panel DADS, fichier MDST et calculs des auteurs.

l'importance de l'« effet structural » déjà mis en valeur (cf. tableau 8) (8).

Le groupe de huit variables suivantes réalise ensuite une désagrégation départementale des chiffres venant d'être présentés (les calculs sont réalisés au niveau établissement). Pour chacun des quatre types de relations considérées (mère, sœurs, filles, et autres), on calcule une somme de leurs effectifs avec ceux de l'entreprise émettrice dans les départements où ils sont communément implantés. On réalise la même somme pour les départements où elles ne se côtoient pas. Ce groupe de huit variables permet d'estimer l'importance de l'effet géographique. Le modèle 1 ne distingue pas les aspects géographiques des aspects structuraux ; le modèle 2 ajoute un contrôle de la proximité géographique ; le modèle 3 ne prend en compte que l'aspect structural ; le modèle 4 distingue

les aspects géographiques des aspects structuraux.

Les premiers effets des régressions soulignent bien le rôle de la proximité géographique et structurale des entreprises dans la mobilité intra-groupe des salariés. Toutes choses égales par ailleurs, la position structurale de l'entreprise est déterminante pour la mobilité intra-groupe des salariés.

Ainsi, dans le modèle 1, la mobilité intra-groupe augmente d'autant plus que les entreprises sont

8. Les observations des régressions ne sont pas indépendantes les unes des autres. La mobilité au sein d'une entreprise peut dépendre de la mobilité de ses sociétés sœurs et ce phénomène peut amener un biais dans les estimations. On envisage par la suite d'utiliser des techniques de l'analyse structurale des réseaux pour combler ce biais et notamment le modèle P* (Waserman et Pattison, 1996).

Encadré 2

L'ESTIMATEUR DU MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE DU MODÈLE BINOMIAL NÉGATIF

Le modèle linéaire n'est pas approprié pour l'estimation que l'on réalise car on modélise des données discrètes. On adopte par conséquent un modèle de comptage qui modélise le nombre de mobilités intra-groupes. En général, on utilise deux types de distribution.

La distribution de Poisson est idéale pour modéliser des événements qui se passent rarement et aléatoirement mais elle est trop restrictive. Entre autres, elle implique que les événements se produisent de façon identique pour les différents individus de la population. La mobilité intra-groupe n'a pas cette propriété car elle peut varier en fonction de la taille de l'entreprise ou du groupe, par exemple. Ainsi, dans le modèle de Poisson la variance et la moyenne sont égales :

$$E(y/x) = V(y/x) = \mu$$

y représente la variable endogène et x l'ensemble des variables exogènes.

Le paramètre de Poisson s'exprime comme une simple fonction des variables explicatives dans la vraisemblance telle que $\mu = \exp(X\beta)$.

Dans le modèle binomial négatif, on prend en compte la sur-dispersion occasionnée par le fait que les événements ne se produisent pas de façon identique, mais aussi l'hétérogénéité inobservée à travers un terme aléatoire, δ :

$$\mu = \exp(X\beta + \delta)$$

Dans ce cas, la variance s'écrit :

$$V(y/x) = \mu + \alpha\mu^2, \text{ et } \alpha \text{ est la variance du terme aléatoire.}$$

La fonction de densité (la plus commune) du modèle négatif binomial est celle où δ est distribué selon la loi gamma.

$$f(y|\mu, \alpha) = \frac{\Gamma(y + \alpha^{-1})}{\Gamma(y + 1)\Gamma(\alpha^{-1})} \left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + 1}\right)^{\alpha^{-1}} \left(\frac{\mu}{\alpha^{-1} + \mu}\right)^y,$$

$$\alpha \geq 0, y = 0, 1, 2, \dots$$

La fonction $\Gamma(\cdot)$ est définie par :

$$\Gamma(y) = \int_0^\infty t^{y-1} e^{-t} dt, y > 0, \text{ si } \alpha = 0 \text{ on se ramène au modèle de Poisson.}$$

$$\text{Sachant que } \log\left(\frac{\Gamma(y + \alpha^{-1})}{\Gamma(\alpha^{-1})}\right) = \sum_{j=0}^{y-1} \log(j + \alpha^{-1})$$

(Cameron et Trivedi, 1998), la log-vraisemblance s'écrit :

$$\log L(\alpha, \beta) = \sum_{i=1}^n \left\{ \left(\sum_{j=0}^{y_i-1} \log(j + \alpha^{-1}) \right) - \log y_i! - (y_i + \alpha^{-1}) \log(1 + e^{X_i\beta}) + y_i \log \alpha + y_i X_i \beta \right\}$$

Les résultats de la modélisation s'interprètent directement car la forme de la fonction $\exp(X\beta)$ donne des « semi-élasticités ». Une des limites techniques concerne la dépendance observationnelle, c'est-à-dire que la relation entre l'entreprise qui envoie et celle qui reçoit n'est pas neutre.

proches dans la structure financière du groupe (sœurs, mère et filles). La proximité des entreprises dans cette structure tend à générer des flux de mobilité intra-groupes. À l'intérieur ou en dehors d'un même département, un salarié supplémentaire dans la somme des salariés d'une entreprise et de l'une de ses filles ou d'une entreprise et de l'une de ses sœurs augmente la probabilité de mobilité par rapport aux filiales plus éloignées dans la structure financière.

Il y a plus de mobilité lorsque les entreprises sont situées dans le même département : tous les coefficients (les quatre premiers du modèle 2) qui sont supposés prendre en compte la dimension géographique sont plus élevés. Par exemple, un salarié supplémentaire dans le nombre total de salariés d'une entreprise et de sa société fille conduit à une augmentation d'environ 0,295 % de la mobilité intra-groupe. L'augmentation est de 0,02 % si elles ne sont pas dans le même département (modèle 3).

Les qualifications des salariés, la taille des entreprises et la spécialisation sectorielle au sein de mêmes départements peuvent constituer des marchés du travail spécifiques (Gambier et Vernières, 1998). Quelle que soit la taille et quelles que soient les différences sectorielles, des sous-ensembles d'entreprises existent et ce sont dans ces sous-ensembles que se concentre la mobilité. L'intensité capitalistique, la concentration ou l'organisation sont des éléments qui varient d'un secteur à l'autre. C'est dans les sous-groupes dont le secteur est « services aux entreprises » que les mobilités sont les plus fortes (ceci est plus un effet de structure que sectoriel : de nombreuses sociétés mères ont une activité principale codée en 741J, « administration d'entreprises »).

Les effets de la taille de l'entreprise sur la mobilité se traduisent par une courbe en *U*. On sait que les taux de créations et de destructions d'emplois décroissent avec la taille de l'entreprise (Davis et Haltiwanger, 1999 ; Duhautois, 2002). *A priori*, cela implique des taux de mobilité plus grands dans les petites entreprises : elles offrent notamment des salaires inférieurs (Oi et Idson, 1999). En fait, on observe une relation d'abord décroissante puis croissante. Plus une entreprise est petite, moins il est possible pour les salariés d'obtenir une mobilité au sein de cette entreprise. Ce qui fait que les « promotions » internes s'effectuent davantage dans la structure du groupe (cf. aussi tableau 6). Une autre possibilité serait la présence accen-

tuée de holdings parmi les petites entreprises avec une majorité de salariés dont la probabilité de mobilité serait plus élevée (il y a sans doute beaucoup de cadres). Plus une entreprise est grande, plus elle permet à ses salariés d'évoluer dans la structure du groupe car la gestion de l'emploi est susceptible d'être réellement centralisée. En revanche, il se peut qu'entre ces deux types d'entreprises, il y en ait qui ne soient ni assez petites pour motiver les départs, ni assez grandes pour inciter à une politique de gestion de la main-d'œuvre.

Les cadres sont de loin les plus concernés par la mobilité intra-groupe

Pendant les « Trente glorieuses », les entreprises françaises ont eu tendance à faire de l'intégration verticale une priorité. Au début des années 1970, au contraire, elles ont plutôt adopté des stratégies de filialisation et d'externalisation (extra-groupe). Ainsi, les mobilités au sein des grandes entreprises qui étaient considérées comme des mobilités internes sont devenues des mobilités inter-entreprises : que ce soit pour les biens et services produits ou les facteurs de production, les groupes sont un ensemble dans lequel coexistent un marché interne et un marché externe (Batsch, 1995). Entre autres, la désagrégation des grandes entreprises fait naître de plus petites entités dont les relations de travail sont modifiées (Insee, 1996).

Les mobilités concernent beaucoup plus les cadres que les salariés des autres catégories socioprofessionnelles (cf. tableau 9 et Amossé (2002)), ce qui est confirmé par les résultats : la mobilité intra-groupe touche plus les cadres que les autres catégories (le coefficient est autour de 0,006). Une explication pourrait être que cela coûte moins de garder et former les cadres au sein du groupe que de faire appel au marché externe. Les effets des autres catégories socioprofessionnelles sur la mobilité sont tous négatifs (celui des techniciens étant non significatif). La différence entre les employés et les ouvriers renvoie à la notion de capital humain spécifique (dans le tertiaire notamment). Même si certains auteurs soulignent le moindre rôle du capital humain spécifique dans les marchés internes (Gautié, 2002), conséquence du progrès technique biaisé, on peut considérer que les employés, par leur formation et leur métier plus transversal, sont à la fois moins difficiles à remplacer pour le groupe et plus aptes à « changer de métier » hors du groupe que certains ouvriers qualifiés. Le caractère généraliste de la forma-

tion des employés incite à penser que pour eux le salaire, plus que la compétence, est une variable clé de la mobilité.

En outre, les frontières de la mobilité au sein des groupes ne sont sans doute pas les mêmes pour les différents types de salariés : en moyenne, les cadres doivent avoir un marché interne plus vaste que les techniciens, et les techniciens un marché plus vaste que les ouvriers (Germe, 2003).

*
* *

Le rôle de la proximité géographique et structurale dans la mobilité des salariés apparaît donc essentiel, quelle que soit la taille de l'entreprise et quel que soit son secteur d'activité. Ce résultat est à mettre en opposition avec l'idée d'une structure globale qui maîtrise tout le processus d'attribution des postes dans un groupe. Cela est peut-être vrai pour les facteurs financiers, mais non pour le facteur travail (Soulage, 1980). Au-delà d'une certaine taille, les marchés internes de groupes se présenteraient ainsi sous la forme de poches locales, isolées géographiquement et dans la structure du groupe. Chacune de ces poches est placée sous l'égide d'une société mère lui étant propre. Les groupes se forment d'une agrégation de centres de décisions autonomes, à la façon d'une forme multidivisionnelle, plutôt qu'en une entité centralisée et pyramidale. L'autre résultat important concerne l'effet sur la mobilité de la taille des entreprises. La forme en *U* de la courbe montre qu'une petite entreprise de groupe connaît plus de mobilité qu'une « moyenne » car les opportunités y sont restreintes en raison de sa taille.

Il existe au moins deux limites aux résultats. D'une part, un effet important que l'on n'appréhende pas concerne l'âge des entreprises filles et sœurs vers lesquelles les entreprises envoient des salariés. Comme il a été observé dans le cas d'entreprises indépendantes, plus les entreprises sont jeunes et plus les réallocations d'emploi sont importantes (Davis, Haltiwanger et Schuh, 1996). On pourrait notamment voir l'aspect cyclique de la mobilité des individus au sein des groupes : les deux premières années d'acquisition, on place dans l'entreprise des salariés maison, et ensuite la société mère ne ressent plus le besoin d'envoyer davantage de salariés. On pourrait également tenter de mettre en évidence la décision de la société mère de ponctionner une partie des salariés de ses sociétés filles les plus anciennes pour dynamiser les plus récemment acquises.

D'autre part, un effet que l'on n'appréhende pas concerne les opportunités extérieures. On doit s'attendre à ce que ces opportunités extérieures aient un effet négatif sur la mobilité intra-groupe, notamment pour les travailleurs qualifiés. Les cadres et les professions intermédiaires sont difficiles à recruter et, de ce fait, les employeurs se replient davantage vers leurs marchés internes. Mais cette situation est à l'avantage de ces salariés qui peuvent alors se tourner vers le marché externe pour offrir leurs compétences à plus hauts salaires. Les employés et les ouvriers sont, eux aussi, sensibles à la disponibilité extérieure d'opportunités, mais d'une façon moins accentuée car – ce qui est lié – leur entreprise cherche par ailleurs moins à les retenir parce qu'ils sont moins difficiles à remplacer : l'entreprise peut se contenter d'une file de candidats plus faible pour la sélection compte tenu que les compétences varient peu. □

BIBLIOGRAPHIE

Abowd J.M., Finer H.S., Kramarz F. et Roux S. (1997), « Job and Wage Mobility: an Analysis of the Dynamics of Employment Durations Using Matched Employee and Employer Data from the U.S. and France », *mimeo*, Insee.

Amossé T. (2002), « Vingt-cinq ans de transformation des mobilités sur le marché du travail », *Données Sociales. La société française*, édition 2002-2003, pp. 235-242, Insee.

Batsch L. (1995), *Les groupes industriels français à la fin des années 80*, Economica.

Cameron A.C. et Trivedi P.K. (1998), *Regression Analysis of Count Data*, Oxford, Oxford University Press.

Chabanas N. (2002), « Les entreprises françaises des groupes vues à travers les enquêtes liaisons financières de 1980 à 1999 », document de travail, DSE, n° E2002/04, Insee.

- Chandler A.D. (1980)**, « The Growth of Transnational Industrial Firm in the United States and the United Kingdom: A Comparative Analysis », *The Economic History Review*, vol. 33, n° 3, pp. 396-410.
- Coase R.H. (1937)**, « The Nature of the Firm », *Economica*, vol. 4, n° 16, pp. 386-405.
- Davis S. et Haltiwanger J. (1999)**, « Gross Job Flows », *Handbook of Labour Economics*, vol. 3B, Orley and Card editors, pp. 2711-2805.
- Davis S., Haltiwanger J. et Schuh S. (1996)**, *Job Creation and Destruction*, MIT Press, Cambridge.
- Degenne A. et Forsé M. (1994)**, *Les réseaux sociaux*, Armand Colin.
- Doeringer P. et Piore M. (1971)**, *Internal Labor Market and Manpower Analysis*, Lexington Massachussets.
- Duhautois R. (2002)**, « Les réallocations d'emplois sont-elles en phase avec le cycle ? », *Économie et Statistique*, n° 351, pp. 87-103.
- Duhautois R. et Lagarde P. (2004)**, « Entreprises indépendantes et entreprises de groupes : quelle réallocation d'emplois ? », *mimeo*, Insee.
- Gambier D. et Vernières M. (1998)**, *L'emploi en France*, Collection « Repères », La Découverte.
- Gautié J. (2002)**, « Déstabilisation des marchés internes et gestion des âges sur le marché du travail : quelques pistes », document de travail n° 15, Centre d'Études de l'Emploi.
- Germe J.-F. (dir) (2003)**, *Les mobilités professionnelles : de l'instabilité de l'emploi à la gestion des trajectoires*, Qualifications et perspectives, Commissariat général du plan.
- Granovetter M. (1994)**, « Business Groups », in Smelser N.J., Swedberg R., *The Handbook of Economic Sociology*, pp. 453-476.
- Holland P.W. et Leinhardt S. (1976)**, « Local Structures in Social Networks », *Sociological Methodology*, vol. 7, pp. 1-45.
- Insee (2003)**, « Images économiques des entreprises et des groupes au 1^{er} janvier 2002 », *Insee-Résultats*.
- Insee et Dares (1996)**, « Les PME et leurs salariés », *Les dossiers thématiques*, n° 4, Liaisons Sociales.
- Keister L.A. (1998)**, « Engineering Growth: Business Group Structure and Firm Performance in China's Transition Economy », *American Journal of Sociology*, vol. 104, n° 2, pp. 404-440.
- Kremp É. et Sevestre P. (2000)**, « L'appartenance à un groupe facilite le financement des entreprises », *Économie et Statistique*, n° 336, pp. 79-92.
- Lazear E. (1995)**, « A Jobs-Based Analysis of Labor Markets », *The American Economic Review*, vol. 85, n° 2, pp. 260-265.
- Lazega E. (1998)**, *Réseaux sociaux et structures relationnelles*, Collection Que sais-je ?, n° 3399, PUF.
- Montmorillon B. (1987)**, *Les groupes industriels*, Économica.
- Oi W. et T. Idson (1999)**, « Firm Size and Wages », *Handbook of Labour Economics*, vol. 3B, Orley and Card editors, pp. 2165-2214.
- Picart C. (2003)**, « Internationalisation et endettement des grands groupes français à la fin des années 1990 », *Économie et Statistique*, n° 363-364-365, pp. 207-234.
- Soulage B. (1980)**, *Stratégies industrielles et sociales des groupes français*, Thèse de doctorat, Université de sciences sociales de Grenoble.
- Wasserman S. et Pattison P. (1996)**, « Logit Models and Logistic Regression for Social Networks: I. An Introduction to Markov Graphs and p* », *Psychometrika*, n° 61, pp. 401-425.
- Williamson O. (1973)**, « Markets and Hierarchies: Some Elementary Considerations », *The American Economic Review*, vol. 63, n° 2, pp. 316-325.

Le lecteur pourra aussi consulter :

Germe J.-F. (2001), « Au-delà des marchés internes : quelles mobilités, quelles trajectoires ? », *Formation et Emploi*, n° 76.

Lazega E., Mounier L. (2002), « Interdependent Entrepreneurs and the Social Discipline of their Cooperation: The Research Program of Structural Economic Sociology for a Society of Organizations », in Olivier Favereau et Emmanuel Lazega (eds), *Conventions and Structures in Economic Organization: Markets, Networks, and Hierarchies*, Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing.

**DISTANCES À L'ASCENDANT HIÉRARCHIQUE COMMUN LE PLUS PROCHE
DEPUIS LES SOCIÉTÉS DE DÉPART ET LES SOCIÉTÉS D'ARRIVÉE**

A1 - Mobilités intra-groupes pour les entreprises se trouvant au minimum à trois pas de distance de la tête de groupe de 1991 à 1999 : valeurs absolues

		Distances depuis la firme d'arrivée					
		0 pas	1 pas	2 pas	3 pas	4 pas	Ensemble
Distance depuis la firme de départ	0 pas	0	382	22	0	0	404
	1 pas	703	844	47	20	1	1 615
	2 pas	136	240	94	19	2	491
	3 pas	60	57	20	3	2	142
	4 pas	14	15	2	1	0	32
	5 pas	1	4	0	0	0	5
	6 pas	0	0	1	0	0	1
Ensemble		914	1 542	186	43	5	2 690

A2 - Mobilités intra-groupes pour les entreprises se trouvant au minimum à trois pas de distance de la tête de groupe de 1991 à 1999 : pourcentages sur le total

En %

		Distances depuis la firme d'arrivée					
		0 pas	1 pas	2 pas	3 pas	4 pas	Ensemble
Distance depuis la firme de départ	0 pas	0,00	14,20	0,82	0,00	0,00	15,02
	1 pas	26,13	31,38	1,75	0,74	0,04	60,04
	2 pas	5,06	8,92	3,49	0,71	0,07	18,25
	3 pas	2,23	2,12	0,74	0,11	0,07	5,28
	4 pas	0,52	0,56	0,07	0,04	0,00	1,19
	5 pas	0,04	0,15	0,00	0,00	0,00	0,19
	6 pas	0,00	0,00	0,04	0,00	0,00	0,04
Ensemble		33,98	57,32	6,91	1,60	0,19	100,00

Sources : enquête Lifi, panel DADS et fichier MDST.

Des lieux de travail de plus en plus variables et temporaires

Gilles Crague*

Le travail s'exerce-t-il toujours de façon prédominante dans un lieu fixe déterminé ? La période récente a vu se développer des situations où l'exercice du travail nécessite de plus en plus de fréquenter des lieux variables et temporaires. Information dont la mention n'est pas obligatoire pour établir un contrat de travail, le lieu du travail est aussi absent des grandes enquêtes sur l'emploi. Pour appréhender les lieux où les actifs exercent leur travail, il faut alors se tourner vers une enquête portant sur les déplacements quotidiens (*Enquête Transports*).

Exercer son activité professionnelle sur un lieu qui n'est pas le lieu fixe habituel est loin de constituer une exception. Un actif sur quatre est concerné en 1993. Entre 1981 et 1993, cette situation de travail a connu une croissance importante dans la population active ayant un emploi. Travailler dans un lieu variable dépend de la position hiérarchique du poste ou de la fonction du service dans lequel on travaille. Le type d'entreprise joue aussi (entreprise multifonctionnelle vs entreprise artisanale). Mais travailler dans un lieu variable est aussi et surtout lié au statut juridique du travailleur (indépendant vs salarié). Le travail sur un lieu variable ne relève pas seulement de la négociation ou de l'échange en face-à-face, mais consiste aussi à réaliser des tâches et des prestations. C'est cette forme de travail sur un lieu variable qui a connu la croissance la plus notable entre 1981 et 1993, comme le montre la montée spectaculaire du travail sur un lieu variable dans le groupe des ouvriers. La croissance du travail sur un lieu variable chez les ouvriers indique, en outre, que le développement du travail hors des locaux habituels de l'entreprise ne dépend pas exclusivement de celui des nouvelles technologies de l'information et de la communication.

* Gilles Crague est chargé de recherche au LATTs (École Nationale des Ponts et Chaussées).
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Les débats actuels portant sur l'évolution de l'organisation des entreprises ou les nouveaux modes de travail invitent le statisticien à consacrer davantage d'attention à une catégorie à laquelle il s'est peu intéressé jusqu'ici : le lieu du travail. Usine, atelier, entrepôt, magasin de vente, bureau, chantier, autant d'appellations qui rappellent que le travail s'exerce dans des lieux spécialisés, les lieux du travail. C'est pour l'essentiel au cours du XIX^e siècle que le travail s'est massivement détaché des lieux d'habitation, pour venir se « loger » dans des lieux spécialement destinés à le recevoir. Le travail dans un local fixe hors domicile : tel est le modèle de lieu du travail hérité de l'industrialisation, telle serait aujourd'hui encore, selon Lautier (2000), la « norme sociale ».

Toutefois, un certain nombre d'analyses relatives aux évolutions récentes ou à venir du monde du travail laissent à penser que ce modèle du travail dans un lieu fixe hors domicile pourrait être quelque peu déstabilisé au bénéfice d'un nouveau modèle de travail plus flexible en termes d'espaces ou de lieux fréquentés pour travailler. Le développement d'une économie du savoir, la maîtrise des coûts immobiliers, le recentrage sur le cœur du métier et l'intensification des relations avec des partenaires extérieurs, l'ajustement à une demande de plus en plus fluctuante... tout ceci aurait conduit ou conduirait le travail à s'exercer de plus en plus hors des locaux habituels de l'entreprise (le domicile du salarié étant un de ces lieux, mais il est loin d'être le seul). Pour la très grande majorité des commentateurs (économistes, sociologues ou juristes du travail (1)), ces transformations des lieux du travail seraient intimement liées à l'informatisation du travail, que les Nouvelles Technologies de l'Information et de la Communication (NTIC, devenus aujourd'hui les TIC) ne font qu'intensifier encore un peu plus : pour un nombre croissant d'actifs, le travail consisterait essentiellement à manipuler des signes, aisément transférables d'un endroit à un autre, ne nécessitant plus, par conséquent, la présence dans un lieu fixe déterminé (2).

Quels sont les rapports du travail au(x) lieu(x) dans le(s)quel(s) il s'exerce ? Quels sont aujourd'hui les lieux du travail ? Le travail s'exerce-t-il toujours et encore principalement dans des lieux fixes hors domicile ? Quelle est l'importance du travail qui s'exerce en-dehors des locaux de l'entreprise, du travail mobile, qui s'exerce dans des lieux variables ? Quelles sont les catégories d'actifs concernées ? Telles sont les questions qui seront abordées dans les déve-

loppements qui suivent. Cette interrogation sur les lieux du travail a vocation à éclairer les transformations du travail en général : l'indicateur « lieu du travail » en constituera la sonde privilégiée.

Le lieu du travail en droit du travail et dans la statistique

La description des lieux du travail des actifs sera statistique. L'approche statistique prend appui sur des catégories préexistantes, qui sont le plus souvent forgées par le droit et les institutions (Héran, 1984 ; Baudelot et Establet, 1996). La catégorie « lieu de travail » est présente dans le droit du travail. Elle peut intervenir à deux moments de la vie juridique du contrat de travail, au moment de son établissement et au moment de sa modification.

Une catégorie par défaut en droit...

S'il examine la façon dont le lieu du travail intervient en droit dans l'établissement du contrat de travail, le statisticien risque de se trouver quelque peu désemparé. Hormis la soumission aux règles de droit commun, et la nécessité d'être rédigé en français lorsqu'il est constaté par écrit, le code du travail n'exige pas la mention du lieu de travail lors de l'établissement d'un contrat à durée indéterminée (article L.121-1 du code du travail). La rédaction d'un document écrit est exigée pour un CDD, mais le lieu de travail ne figure pas parmi les informations à mentionner (cf. article L122-3-1 du code du travail). La mention du « lieu de la mission » est en revanche exigée dans le contrat qui lie un donneur d'ordre à une entreprise de travail temporaire (cf. 4^e de l'article L124-3 du code du travail).

La directive européenne du 14 octobre 1991, « relative à l'obligation de l'employeur d'informer le travailleur des conditions applicables au

1. Voir, par exemple, Benghozi et Cohendet (1999, pp. 194-195), Beck (2001 ; 1986, pp. 301-302), Lautier (2000, pp. 75-76), Ray (2001, p. 9), Supiot (2002, pp. 21-22), Commissariat Général au Plan (1995, p. 130) et CISI/SIG (1999).

2. La Commission européenne associe intimement la réalisation du travail hors des locaux de l'entreprise et l'usage des technologies de l'information dans sa définition du télétravail : « méthode d'organisation et/ou de réalisation du travail dans laquelle la part la plus significative du temps de travail d'un employé s'effectue à l'extérieur des locaux de l'entreprise ou du lieu où le résultat de ce travail est délivré – au moyen des technologies d'information et de transmission de données (en particulier internet) » (*rapport e-Work 2002*, p. 18).

contrat ou à la relation de travail » impose à l'employeur d'informer le salarié sur un certain nombre d'« éléments essentiels du contrat ou de la relation de travail » (article 2, cf. J.O. n° L288 du 18/10/1991). Parmi ces éléments figure « le lieu de travail ; à défaut de lieu de travail fixe ou prédominant, le principe que le travailleur est occupé à divers endroits ainsi que le siège, ou, le cas échéant, le domicile de l'employeur » (article 2). Autrement dit, le texte de la directive préconise de faire mention du lieu du travail, s'il est fixe, ou de préciser sinon que le salarié opérera dans des lieux variables. Le décret en Conseil d'État du 31 août 1994 indique la façon dont cette directive a été transposée dans le droit français : la déclaration d'embauche envoyée aux organismes de protection sociale et le bulletin de paie constituent « le support écrit des éléments d'information prévu par la directive et reprendront la totalité des éléments d'information contenus dans cette directive ». Toutefois, dans les textes qui fixent les éléments devant figurer dans le bulletin de paie ou la déclaration d'embauche (articles R143-2 du code du travail relatif au bulletin de paie et R320-2 du code du travail relatif à la déclaration d'embauche), on ne trouve aucune mention relative au lieu du travail. Doivent figurer de façon systématique l'adresse de l'employeur, jamais celle du lieu de travail. Le formulaire Cerfa n° 10563*04 que l'administration propose au futur employeur pour faire sa déclaration d'embauche ne comporte pas non plus de « case » relative au lieu de travail.

La catégorie « lieu de travail » est abondamment citée dans la jurisprudence relative aux conflits liés à la modification du contrat de travail (3). Le lieu du travail constitue, en effet, un des principaux critères utilisés pour qualifier de « modification du contrat de travail » un changement dans la situation de travail d'un salarié. En l'absence de clause contractuelle (4), les juges considèrent qu'il y a modification du contrat de travail lorsque le lieu de travail est déplacé hors du secteur géographique du lieu de travail habituel antérieur (5) selon le cas, le refus du salarié sera qualifié de démission ou entraînera une procédure de licenciement. Toutes ces références jurisprudentielles sont autant d'indices de la place de la catégorie « lieu de travail » dans le cadrage de la relation de travail, mais elles ne sauraient bien évidemment être le support d'une description statistique.

Ainsi le droit du travail n'oblige-t-il pas les parties du contrat de travail à mentionner le lieu

d'exercice du travail lors de l'établissement du contrat. La catégorie « lieu de travail » intervient dans le droit du travail, mais c'est une intervention par défaut : catégorie active dans le cadrage de la relation de travail puisqu'elle apparaît de façon explicite au moment de certains conflits de travail, ce caractère actif ne se traduit pas pour autant par une mention systématique lors de l'établissement du contrat.

... et dans la statistique sur l'emploi

Catégorie par défaut en droit, c'est aussi par défaut que le lieu du travail est évoqué par le système statistique. Dans le repérage statistique du lien juridique entre un employeur et un salarié, il est bien question de localisation géographique, puisque, outre le repérage du salarié à l'adresse de son lieu de domicile, l'employeur est lui aussi repéré d'un point de vue géographique par l'identifiant, non pas de l'entreprise, mais de l'établissement (numéro Siret). On trouve ainsi ces deux informations géographiques dans les DADS ou dans l'*Enquête Emploi*, mais on n'y trouve aucune référence au lieu du travail – sauf à considérer, mais cela serait alors implicite, que le lieu du travail se situe à l'adresse de l'employeur. Le statisticien fait, en revanche, explicitement référence au lieu du travail dans le recensement puisqu'on demande à la personne active interrogée l'adresse du lieu de son travail, si celle-ci est différente de celle de l'employeur. Si le lieu du travail constitue une catégorie à part entière dans le recensement (qui se différencie de l'adresse de l'employeur), l'instabilité de ce lieu (qui peut être une caractéristique intrinsèque du travail dans certaines professions) fait problème lorsque l'on cherche à identifier ce lieu par une adresse. Ainsi, lorsqu'il s'agit, dans le recensement, de déterminer la commune du lieu du travail d'actifs ayant une activité professionnelle les « amenant

3. On trouvera dans (Duras et Séguineau, 2003, pp. 775 et al.) les références à de nombreux arrêts de la Chambre sociale de la Cour de cassation traitant de la modification du contrat de travail en rapport avec le lieu de travail.

4. La Cour de cassation vient d'affirmer, dans un arrêt du 3 juin 2003, que la mention du lieu de travail dans le contrat de travail a une simple valeur d'information, à moins qu'il ne soit stipulé par une clause claire et précise que le salarié exécutera son travail exclusivement dans ce lieu.

5. Les deux parties peuvent s'entendre au moment de la signature du contrat de travail sur une clause dite de mobilité, qui autorise l'employeur à affecter le salarié sur un poste éloigné. Ce type de clause a pour but de prévenir les conflits liés à un changement d'affectation qui allongerait de façon importante la distance entre le domicile et le lieu de travail du salarié (ce qui peut l'obliger à déménager). En l'absence de clause de mobilité, de tels changements peuvent, comme on l'a vu, être assimilés à une modification du contrat de travail.

à se déplacer plus ou moins fréquemment pour leur travail », c'est-à-dire « chauffeur-routier, chauffeur-taxi, VRP, commerçant ambulancier, marin-pêcheur... », on indique, par convention, la commune de résidence (6). Cette convention signale l'embarras du statisticien à qualifier le lieu du travail lorsqu'il s'agit d'actifs dont le lieu du travail n'est pas fixe et déterminé.

L'examen des principales sources statistiques montre ainsi que la catégorie « lieu de travail » est le plus souvent éludée (n'est alors mentionnée que l'adresse de l'employeur). Lorsqu'elle n'est pas éludée, il semble que le statisticien éprouve quelques difficultés à catégoriser des situations où le travail ne s'exerce pas dans un lieu fixe déterminé. Une source statistique fait toutefois exception, l'*Enquête Transports*. La description statistique des déplacements quotidiens réalisés par la population française (et donc par la population active) ne pouvait, en effet, faire l'impasse d'une réflexion sur les lieux du travail.

Les lieux du travail dans l'*Enquête Transports*

La possibilité de se déplacer dans le cadre de son activité professionnelle est un cas de figure qui a pleinement été envisagé par les concepteurs de l'*Enquête Transports*. La question suivante est posée aux actifs ayant un emploi : « Le lieu de travail de M. est-il ... ? 1. Fixe hors du domicile 2. Variable hors du domicile 3. Au domicile », sachant que par « lieu de travail fixe » les concepteurs de l'enquête entendent un « lieu précis où se rend quotidiennement (au moins trois fois par semaine) la personne même si elle y reste peu de temps » (Maffre et Martin, 1993). Travailler dans un lieu de travail fixe ne signifie donc pas que le travail s'effectue de façon exclusive et permanente (tous les jours de la semaine) dans un lieu fixe déterminé, mais correspond à une certaine fréquence hebdomadaire (au moins trois jours de la semaine) de présence dans un tel lieu.

Appréhender le(s) lieu(x) du travail à travers les déplacements quotidiens

Si donc l'*Enquête Transports* permet de déterminer le lieu de travail habituellement fréquenté au cours de la semaine, on ne sait pas pour autant quel(s) lieu(x) un actif a effectivement

fréquenté pour travailler. Pour ce faire, il faut se tourner vers une autre section de l'enquête, section où il est demandé aux personnes de décrire l'ensemble des déplacements effectués lors d'une journée de semaine ordinaire (la veille du passage de l'enquêteur). Lorsqu'un actif déclare un déplacement dont le motif est un motif dit « professionnel », il signale qu'il a exercé une activité de travail dans un lieu qui n'est pas son domicile. Deux grands types de lieux de travail sont distingués dans l'*Enquête Transports*, selon qu'ils sont fixes-habituels ou variables-temporaires (cf. encadré 1).

À partir des informations disponibles dans l'*Enquête Transports*, on a pu délimiter un champ d'actifs, support de la description statistique des lieux du travail. La première difficulté pour former un tel champ est de repérer les actifs qui, le jour de l'enquête, ont effectivement travaillé (un jour de semaine ordinaire, un actif ayant un emploi peut être en congé, en arrêt maladie et donc ne pas travailler). Pour un actif ayant déclaré travailler habituellement hors domicile, on dispose d'un indice simple permettant de le retenir comme actif ayant effectivement travaillé : selon qu'il a ou non déclaré avoir effectué un déplacement (au moins) pour motif professionnel (il peut s'agir du traditionnel déplacement domicile-travail, ou plus généralement de tout déplacement vers un lieu où une activité professionnelle a été exercée), il a ou non été conservé dans le champ des actifs étudiés. En 1993, près de 92 % des actifs ayant un emploi ont déclaré travailler habituellement hors domicile, qui se départagent comme suit : près de 71 % ont déclaré au moins un déplacement travail (lieu fixe et/ou variable) le jour de l'enquête et un peu plus de 21 % n'en ont déclaré aucun (cf. tableau 1) (7).

Pour un actif ayant déclaré travailler habituellement à domicile, le critère « existence d'au moins un déplacement pour motif professionnel » est inefficace, puisqu'on ne saurait assimiler dans ce cas l'absence d'un tel déplacement avec le fait que la personne active en question n'a pas

6. Cette convention a en particulier pour conséquence de rendre invisibles tous les déplacements de catégories d'actifs dont le déplacement est une composante intrinsèque du travail.

7. L'exclusion de cette catégorie d'actifs (travaillant habituellement hors domicile et n'ayant déclaré aucun déplacement travail) du champ de l'étude est d'autant plus légitime qu'on trouve dans cette catégorie plus qu'en moyenne des actifs travaillant à temps partiel ou dans des métiers du secteur public caractérisés par une spécificité de l'organisation du temps de travail (éducation, santé, police), autrement dit, des catégories dont la probabilité de ne pas travailler un jour de semaine ordinaire est évidemment plus forte que pour d'autres.

travaillé. Le travail à domicile constitue, de façon générale, une activité qui ne se laisse pas repérer de façon aisée. Ray (1996) utilise l'expression d'« *Himalaya juridique* » pour évoquer le contrôle de la durée du travail des télétravailleurs à domicile. Plutôt que de les exclure du champ (ils constituent en 1993, 8,3 % des actifs ayant un emploi) ou d'en faire une catégorie à part, on a pris le parti d'inclure dans le champ d'étude l'ensemble des actifs ayant déclaré travailler habituellement à domicile.

Un peu plus d'un actif sur quatre travaillant habituellement à domicile sort de son domicile pour aller travailler un jour de semaine ordinaire (cf. tableau 1). L'activité professionnelle des actifs ayant déclaré travailler à domicile ne cor-

Tableau 1
Répartition des actifs selon qu'ils travaillent habituellement à domicile ou non et qu'ils déclarent ou non un déplacement travail (au moins) un jour de semaine ordinaire en 1993

En %

	N'a déclaré aucun déplacement travail	A déclaré au moins un déplacement travail	
Actif travaillant habituellement à domicile	6,2	2,1	8,3
Actif travaillant habituellement hors domicile	21,2	70,5	91,7
Ensemble	27,4	72,6	100

Lecture : en grisé le champ des actifs retenus pour la description des lieux du travail.

Champ : population active ayant un emploi.

Source : Enquête Transports 1993, Insee, Inrets.

Encadré 1

LES ENQUÊTES TRANSPORTS ET LES DÉPLACEMENTS VERS LES LIEUX DE TRAVAIL

Les données utilisées proviennent des enquêtes nationales *Transports* de 1981 et 1993 réalisées par l'Insee et l'Inrets (Institut national de recherche sur les transports et leur sécurité). Ces enquêtes succèdent à celles déjà réalisées en 1966-1967 et 1973-1974. Elles ont « pour objet principal de décrire tous les déplacements, quel qu'en soit le motif, le mode de transport, la longueur, la période de l'année ou le moment de la journée. [...] Un des points forts de ce type d'enquête est de concerner tous les modes de transport et de fournir ainsi une vision d'ensemble cohérente des habitudes et pratiques » (Madre et Maffre, 1997). Il s'agit d'enquêtes réalisées auprès des ménages dont l'objectif est de décrire l'ensemble des déplacements des individus des ménages interrogés, tous motifs confondus. En 1993-1994, parmi les individus enquêtés, on compte un peu plus de 6 400 actifs occupés.

Types de déplacements et lieux de travail

Deux sections du questionnaire de l'enquête ont été utilisées pour appréhender les lieux de travail des actifs. Il s'agit de la section dans laquelle les individus sélectionnés sont invités à décrire l'ensemble des déplacements effectués le jour qui précède le jour du passage de l'enquêteur et lors du dernier week-end. On s'est intéressé ici exclusivement aux déplacements effectués lors d'un jour de semaine hors week-end. On a utilisé par ailleurs les réponses à une question générale sur la nature du lieu de travail (on demande aux actifs s'ils travaillent habituellement à domicile, dans un lieu fixe hors domicile ou dans un lieu variable hors domicile).

Pour déclarer les déplacements effectués la veille du passage de l'enquêteur, les personnes enquêtées disposent d'une nomenclature de motifs de déplacements. Déclarer un déplacement consiste donc à déclarer un lieu d'origine et un lieu de destination, motif du déplacement (s'il y a ambiguïté sur la nature du lieu – certains lieux pouvant abriter différents types d'activité, c'est la nature de l'activité exercée dans le

lieu qui détermine le motif). Cette nomenclature comprend un ensemble de catégories de motifs dits professionnels. Il s'agit des motifs suivants :

- motif « lieu de travail fixe et habituel » ;
- motif « lieu de travail non fixe : chantier, contacts ou réunions, visites à des clients, fournisseurs, sous-traitants, tournée professionnelle, VRP, repas d'affaires » ;
- motif « stage, conférence, congrès, formations, exposition professionnelle (dans un lieu différent du lieu de travail habituel) » ;
- « autres motifs professionnels non désignés par ailleurs ».

Ces quatre catégories de motifs de déplacements professionnels désignent autant de types de lieux de travail (hors domicile). Hors la catégorie « autres », cette typologie oppose de façon générale les lieux de travail selon qu'ils sont fixes ou variables. Même si les intitulés complets des motifs de déplacements permettent de préciser quelque peu la nature de ces lieux variables, un lieu variable se définit essentiellement par la négative comme étant un lieu qui n'est pas le lieu fixe habituel.

Les concepteurs de l'enquête parlent de déplacements professionnels pour désigner les déplacements ayant pour destination un lieu qui n'est pas le lieu de travail fixe et habituel (lieu de travail variable). Toutefois, ne sont pas considérés comme déplacements professionnels « les déplacements professionnels des personnes dont les déplacements sont l'exercice même de leur profession (par exemple : chauffeur de taxi, contrôleur ou conducteur de train, moniteur d'auto-école, chauffeur routier, steward). Il s'agit là de personnes dont tout le temps de travail est effectué à l'intérieur d'un moyen de transport. On prend en compte : les voyages professionnels de personnes pour lesquelles l'utilisation d'un moyen de transport est indispensable à l'exercice de leur profession : voyageurs VRP, enquêteurs de l'Insee, etc. » (Maffre et Martin, 1993, p. 31).

respond aucunement à un confinement du travail au domicile ; il s'agit plutôt d'un travail qui s'exerce sur des lieux multiples, avec une importance particulière du domicile. On peut rappeler, à titre d'exemple, que les entreprises, qui ont dans la dernière décennie développé le télétravail à domicile, ont aussi souvent obligé les télétravailleurs à se rendre sur le « lieu de l'entreprise » au moins une fois par semaine (Ray, 1996).

Pour les actifs appartenant au champ ainsi déterminé, les réponses faites à l'enquêteur (déclaration de déplacements et réponse à la question du lieu de travail habituel) suggèrent qu'ils ont effectivement travaillé lors de la journée qu'on leur demande de décrire. À l'opposé, travailler habituellement hors du domicile et ne déclarer aucun déplacement vers un lieu de travail (fixe ou variable) le jour de l'enquête sont des indices de l'absence d'activité professionnelle (8).

Lieu de travail fixe, lieu de travail variable

Quelle est la part des actifs qui, lors d'un jour de semaine où ils travaillent, travaillent dans un lieu fixe habituel ? Quelle est la part de ceux qui, durant une partie au moins de leur journée de travail, travaillent dans un lieu qui n'est pas le lieu fixe habituel (lieu variable) ? Qui sont-ils ? Quelle est la nature de l'activité de travail qui s'exerce dans des lieux variables ? L'*Enquête Transports* permet d'apporter d'importants éléments de réponses à ces questions. On a distingué trois catégories d'actifs :

- les actifs qui travaillent habituellement à domicile mais ne sont pas sortis de leur domicile pour travailler le jour de l'enquête : aucun déplacement ayant pour motif le travail n'a été déclaré ;
- les actifs travaillant habituellement dans un lieu fixe hors domicile qui ont travaillé exclusivement sur le lieu fixe hors domicile le jour de l'enquête : les déplacements travail déclarés ont tous pour motif « lieu de travail fixe et habituel » ;
- les actifs ayant travaillé dans un lieu qui n'est pas le lieu fixe habituel lors de la journée d'enquête : au moins un déplacement professionnel a été déclaré.

Lors d'une journée de travail ordinaire de 1993, un actif sur quatre travaille sur un lieu qui n'est pas le lieu fixe habituel (cf. tableau 2).

Le statut professionnel est déterminant

Le statut professionnel joue un rôle fondamental sur la nature des lieux du travail (cf. tableau 3). Le salariat se distingue fondamentalement par la fixité de l'activité professionnelle dans un lieu déterminé hors domicile : en 1993, la journée de travail de trois salariés sur quatre se déroule dans un lieu fixe déterminé. Même si la situation de fixité du lieu est prédominante, travailler sur un lieu variable n'a rien d'anecdotique : un salarié sur cinq passe, en 1993, sa journée de travail (pour partie au moins) dans un lieu variable. Par contraste avec le travail salarié, le travail indépendant se déroule pour l'essentiel en-dehors d'un lieu fixe déterminé. Le travail à domicile y est bien plus fréquent mais aussi (et tout autant) le travail sur un lieu variable : pour plus de 40 % d'entre eux, la journée de travail se déroule, en 1993, dans un lieu variable hors domicile.

Pour les salariés, travailler sur un lieu variable ne dépend pas de la forme de l'emploi : les lieux du travail ne sont ni plus ni moins variables

8. La définition du champ d'étude proposée sous-estime a priori la part des actifs ayant effectivement travaillé alors qu'ils ont déclaré travailler habituellement hors domicile, dans la mesure où un actif qui est resté à son domicile pour travailler le jour de l'enquête est compté comme n'ayant pas travaillé. Elle surestime, en revanche, la part des actifs ayant effectivement travaillé alors qu'ils ont déclaré travailler habituellement à domicile, puisqu'un tel actif a très bien pu rester chez lui tout en ne travaillant pas. Même si elle sur- ou sous-estime certains phénomènes, la construction du champ adopté maximise la probabilité d'avoir effectivement travaillé étant données les informations disponibles dans l'Enquête Transports sur les lieux de travail habituellement fréquentés et les déplacements déclarés le jour de l'enquête.

Tableau 2
Part des actifs selon le(s) lieu(x) du travail lors d'une journée de travail ordinaire de 1993

En %

Travailleur à domicile n'étant pas sorti du domicile pour travailler	7,2	7,9	8,5
Travail exclusif dans le lieu fixe habituel hors domicile	66,0	67,2	68,4
Travail dans un ou des lieux variables hors domicile	23,8	24,9	26,0

Lecture : dans la colonne centrale figure la fréquence estimée ; dans les colonnes à gauche et à droite respectivement les bornes inférieures et supérieures de l'intervalle de confiance à 5 %.

Champ : actifs travaillant à domicile et/ou ayant déclaré un déplacement travail.

Source : Enquête Transports 1993, Insee, Inrets.

selon qu'il s'agit d'un CDI, d'un CDD, d'un temps partiel ou d'un temps complet (cf. tableau 4). La variabilité du lieu où s'exerce le travail participe de l'évolution des conditions de travail. Elle constitue une forme de mobilité qui a ses caractéristiques propres et se distingue clairement de la mobilité de poste à poste ou d'emploi à emploi.

Travailler dans le commerce : l'importance du local commercial

L'examen de l'influence de la catégorie socio-professionnelle sur le(s) lieu(x) du travail confirme le clivage majeur entre les indépendants et les salariés, mais en fait aussi apparaître d'autres (cf. graphique I).

Tableau 3
Part des différents types de lieu du travail (exclusif domicile/exclusif fixe hors domicile/variable) selon le statut professionnel en 1993

En %

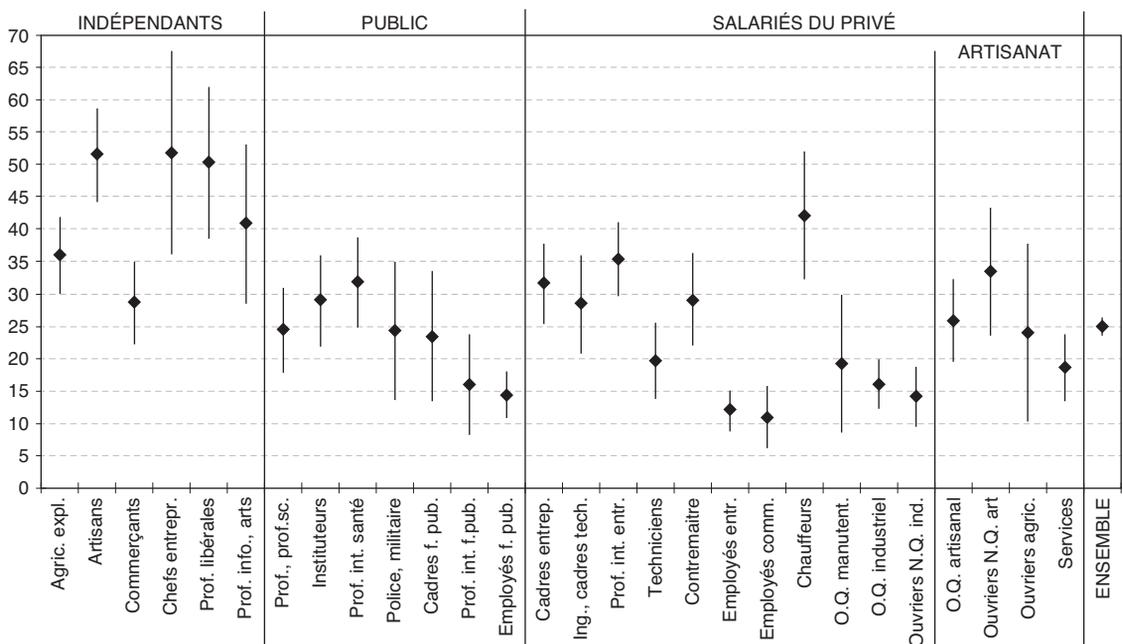
	Travailleur à domicile n'étant pas sorti du domicile pour travailler			Travail exclusif dans le lieu fixe habituel hors domicile			Travail dans un ou des lieux variables hors domicile		
Agent de l'État	2,2	3,6	4,9	73,7	76,8	79,9	16,7	19,6	22,6
Agent de collectivité locale	1,9	3,7	5,6	70,2	74,5	78,7	17,8	21,8	25,8
Salarié d'une entreprise nationale	0,0	0,4	1,2	71,7	77,4	83,2	16,5	22,2	27,9
Salarié du secteur privé	2,0	2,6	3,2	73,2	74,9	76,5	20,9	22,5	24,1
Salarié chef d'entreprise	16,5	25,0	33,6	24,6	33,9	43,2	31,4	41,1	50,7
À son compte	29,9	33,6	37,3	17,5	20,7	23,9	41,8	45,7	49,6
À son compte (sans les agriculteurs)	18,2	22,2	26,3	23,6	28,0	32,3	45,0	49,8	54,6

Lecture : dans la colonne centrale figure la fréquence estimée ; dans les colonnes à gauche et à droite respectivement les bornes inférieures et supérieures de l'intervalle de confiance à 5 %.

Champ : actifs travaillant à domicile et/ou ayant déclaré un déplacement travail.

Source : Enquête Transports 1993, Insee, Inrets.

Graphique I
Part des actifs (en %) travaillant sur un lieu variable en 1993 selon la catégorie socioprofessionnelle



Lecture : fréquence estimée, bornes inférieure et supérieure de l'intervalle de confiance à 5 %.

Champ : actifs travaillant à domicile et/ou ayant déclaré un déplacement de travail.

Source : Enquête Transports 1993, Insee, Inrets.

Ainsi dans le groupe des indépendants, travailler sur un lieu variable est significativement moins fréquent pour les commerçants que pour les artisans ou les professions libérales. Le local commercial (le magasin, la boutique) constitue un point d'appui important de l'activité commerciale indépendante. La très faible proportion des employés de commerce travaillant sur un lieu variable (et par conséquent la très forte prédominance du travail dans un lieu fixe exclusif : près de 90 % des employés de commerce) constitue un autre indice de l'importance du local commercial pour l'activité commerciale.

Des lieux variables pour encadrer, un lieu fixe pour exécuter

Le clivage public/privé n'a aucune traduction quant aux lieux de l'activité professionnelle. Dans les deux cas, on trouve des catégories travaillant peu sur des lieux variables (les employés) mais aussi des catégories où plus d'un actif sur quatre a travaillé sur un lieu variable (professions intermédiaires de la santé, professions intermédiaires administratives et commerciales d'entreprise).

Les catégories du public et du privé sont, en revanche, marquées par un même clivage hiérarchique, qui oppose les cadres, dont le travail sur un lieu variable est relativement fréquent, aux exécutants – employés et ouvriers de type industriel – dont le travail s'exerce plus souvent dans un lieu fixe déterminé. On retrouve ce clivage hiérarchique pour les catégories de l'artisanat (les artisans travaillent plus souvent sur un lieu variable que les ouvriers de type artisanal).

Le travail d'encadrement implique ainsi une certaine variabilité du lieu du travail, contraire-

ment au travail d'exécution, plus souvent confiné dans un lieu fixe déterminé.

Un éclairage nouveau sur la division hiérarchique et fonctionnelle du travail

Pour les salariés du privé hors artisanat, un clivage fonctionnel vient se juxtaposer au clivage hiérarchique. Il concerne les professions intermédiaires : alors que les caractéristiques du lieu du travail des techniciens ressemble davantage à celui des ouvriers de type industriel qu'à celui des ingénieurs et des cadres techniques (9), le profil des lieux du travail des professions intermédiaires administratives et commerciales est proche de celui des cadres administratifs et commerciaux d'entreprise (un actif sur trois a passé sa journée de travail sur un lieu variable) et se distingue nettement de celui des employés administratifs ou de commerce, catégories dont le lieu du travail est le plus souvent un lieu fixe déterminé. L'activité professionnelle dans les fonctions administratives et commerciales s'exerce ainsi bien davantage dans des lieux de travail variables que le travail caractéristique des fonctions techniques (10).

Les effets de l'instauration d'une division hiérarchique et fonctionnelle du travail sur la localisation géographique des entreprises ont le plus souvent été analysés en termes de division spatiale du travail : l'entreprise devient multi-établissements, chaque établissement étant spécialisé dans une fonction ; les usines sont implantées là où la main-d'œuvre ouvrière est soit la moins chère soit la plus qualifiée et les sièges sociaux dans les grands centres décisionnels. L'entrée « lieu du travail » donne un éclairage nouveau sur la division fonctionnelle et hiérarchique du travail. Celle-ci instaure, en effet, des rapports inédits entre travail et lieu(x) : un certain nombre de tâches sont concentrées dans des lieux uniques et singuliers (fabrication et exécution), alors que d'autres s'exercent dans des lieux variables (administration, commercial et pilotage).

Tableau 4
Part des actifs salariés travaillant sur un lieu variable en 1993 selon la forme de l'emploi
En %

CDI/temps complet	20,5	21,9	23,3
CDI/temps partiel	16,9	21,3	25,6
CDD	19,5	25,0	30,5
Autres (apprentis, intérimaires, stagiaires)	11,5	19,6	27,8

Lecture : dans la colonne centrale figure la fréquence estimée ; dans les colonnes à gauche et à droite respectivement les bornes inférieures et supérieures de l'intervalle de confiance à 5 %. La catégorie « Autres » regroupe les actifs apprentis, intérimaires ou stagiaires dont les effectifs sont réduits dans l'échantillon de l'Enquête Transports.

Champ : actifs travaillant à domicile et/ou ayant déclaré un déplacement travail.

Source : Enquête Transports 1993, Insee, Inrets.

9. La catégorie des contremaîtres fait exception puisque, participant de la fonction technique, elle n'en présente pas moins une part importante d'actifs passant une partie de la journée de travail sur un lieu de travail variable. On peut toutefois penser que ce profil est en grande partie lié aux sous-catégories des conducteurs de travaux et chefs de chantier.

10. On notera, par ailleurs, que l'importance du travail sur un lieu variable des ingénieurs et cadres techniques peut, en partie, relever de ce clivage commercial-technique, dans la mesure où cette catégorie comprend des sous-groupes où les fonctions techniques et commerciales sont mêlées (technico-commerciaux).

Les chauffeurs ne font pas que conduire

Parmi les salariés du privé, les actifs codés « chauffeurs » présentent une forte spécificité quant au(x) lieu(x) du travail. En théorie, les conventions de l'*Enquête Transports* font que les déplacements des actifs dont le travail s'exerce dans un moyen de transport ne sont pas considérés comme des déplacements professionnels (cf. encadré 1) : si un chauffeur ne fait que conduire son véhicule, il ne devrait donc déclarer aucun déplacement professionnel. Le nombre important de chauffeurs qui ont déclaré un ou plusieurs déplacements professionnels laisse à penser qu'il ne s'agit pas là d'un phénomène anecdotique, lié à des anomalies ou des scories dans le dispositif de recueil des données, mais signale une spécificité de l'activité professionnelle des chauffeurs. Le travail de la catégorie « chauffeur » ne peut manifestement pas être décrit simplement comme une activité qui s'exerce dans un moyen de transport : le travail de chauffeur ne se réduit pas à l'activité de conduite.

En outre, la nomenclature des PCS ne définit pas la catégorie des chauffeurs en référence exclusive au travail dans un moyen de transport. Sont codés comme chauffeur des « *salariés dont l'activité comprend principalement la conduite d'un véhicule routier à côté d'autres fonctions (chauffeur-livreur, etc.)* ». Les données de l'*Enquête Transports* permettent ainsi de mettre en évidence l'importance du travail hors moyen de transport des actifs relevant de la catégorie socioprofessionnelle des chauffeurs.

Travailler dans un lieu variable : aussi pour réaliser des tâches

Les lieux du travail des ouvriers de type artisanal – dont la fréquence du travail dans un lieu variable est significativement supérieure à la moyenne des salariés – se différencient nettement de ceux des ouvriers de type industriel (fréquence significativement inférieure à la moyenne). De façon générale, les actifs des catégories socioprofessionnelles de l'artisanat sont nombreux à passer une partie au moins de leur journée de travail dans un lieu variable. Cette observation interdit ainsi de penser le travail dans un lieu variable exclusivement comme une activité de négociation ou d'échange verbal en face-à-face avec un client ou un partenaire (11). Le travail dans un lieu variable consiste donc aussi à réaliser des tâches et des prestations de travail (la réparation d'un appareil électroménager, l'auscultation d'un patient, etc.).

En quoi consiste le travail dans un lieu variable ?

Les données de l'*Enquête Transports* permettent d'affiner la description de l'activité professionnelle qui se réalise dans un lieu variable. On peut ainsi distinguer pour les actifs qui travaillent en-dehors du lieu de travail fixe habituel (au domicile ou non) quatre types d'activité professionnelle réalisée sur un lieu variable :

- activité de formation et d'information ;
- activité courante hors tournée ;
- tournée ;
- autre type d'activité.

Lorsque l'activité professionnelle d'un actif a consisté à effectuer le même genre de tâches sur un grand nombre de lieux variables (au moins cinq) au cours d'une journée de travail, un mode de saisie particulier a été prévu par l'*Enquête Transports*, sous la forme de « tournée » (cf. encadré 2). Le terme « tournée » doit être compris ici dans un sens très large : la tournée ne concerne pas que le travail du facteur et on parlera aussi de tournée pour un médecin qui a effectué cinq visites à la suite dans la même journée.

Un actif qui a travaillé sur un ou plusieurs lieux variables a donc pu caractériser le travail qu'il y a effectué au moyen de quatre catégories. On s'intéressera ici à la distribution des différentes catégories d'activité effectuée sur un lieu variable dans le champ des actifs ayant travaillé sur un lieu variable (12). Lors d'une journée de travail, un actif a pu utiliser plusieurs catégories pour décrire le travail effectué sur un lieu variable, mais ils sont rares : 95 % des actifs ayant travaillé sur un lieu variable n'ont utilisé qu'une catégorie pour décrire le travail effectué sur un lieu variable.

Pour deux actifs sur trois travaillant sur un lieu variable, le travail qui y est réalisé relève de

11. L'importance du travail dans un lieu variable des catégories socioprofessionnelles chargées du pilotage de l'activité ou des fonctions administratives et commerciales pourraient conduire à de telles interprétations.

12. Le nombre de déplacements professionnels vers un lieu variable effectués lors d'une même journée de travail et qui relèvent d'une même catégorie d'activité (activité courante, tournée, information et formation, autres) n'intervient pas dans l'analyse effectuée. Le nombre de déplacements professionnels intervient dans la définition de la catégorie « tournée », mais dans cette définition, le nombre de déplacements y est au moins aussi important que la nature de l'activité exercée : elle est du même genre pour l'ensemble des « arrêts » effectués lors de la tournée.

l'activité courante (cf. tableau 5). Les activités de type « tournée » ou de formation-information sont moins fréquentes (environ un actif sur dix ayant travaillé sur un lieu variable en 1993). En revanche, on peut noter l'importance d'activités réalisées sur un lieu variable qui ne se laissent pas saisir par les catégories proposées aux actifs : un peu plus d'un actif sur cinq ayant travaillé sur un lieu variable en 1993.

L'importance du motif « Autre » conduit à approfondir la caractérisation de l'activité exercée sur un lieu variable. Pour ce faire, on a étudié

le lien entre les quatre catégories d'activité disponibles et les catégories socioprofessionnelles au moyen d'une analyse factorielle des correspondances (AFC) (13) : y a-t-il des catégories socioprofessionnelles qui font davantage usage d'une des quatre catégories d'activité pour décrire le travail effectué sur un lieu variable ? Quelles sont-elles ?

13. Voir (Lebart, Morineau et Piron, 1995) pour un descriptif des principes de l'AFC. Les calculs et figures ont été réalisés à l'aide du logiciel ADE-4 (Thioulouse, Chessel, Dolédec et Olivier, 1997).

Encadré 2

DÉPLACEMENTS PROFESSIONNELS ET LIEUX DE TRAVAIL VARIABLES

Les motifs de déplacements proposés aux actifs pour caractériser le lieu du travail lorsque cela n'est pas le lieu fixe habituel sont les suivants :

1. motif « lieu de travail non fixe : chantier, contacts ou réunions, visites à des clients, fournisseurs, sous-traitants, tournée professionnelle, VRP, repas d'affaires » ;
2. motif « stage, conférence, congrès, formations, exposition professionnelle (dans un lieu différent du lieu de travail habituel) » ;
3. « autres motifs professionnels non désignés par ailleurs ».

Comment interpréter plus largement la distinction entre les trois types d'activité saisie par les trois catégories de motifs de déplacements professionnels disponibles ?

Les deux premiers motifs peuvent être distingués du point de vue de la distance par rapport à ce qu'on pourrait appeler l'activité courante, habituelle, routinière, le quotidien du travail (on considérera qu'un repas d'affaires fait partie de l'activité courante d'un chef d'entreprise ou d'un cadre). Le premier motif peut être rattaché à cette activité courante, et désignerait ainsi un travail effectué sur un lieu variable qui relève de l'activité professionnelle quotidienne. On peut distinguer deux cas de figure en ce qui concerne les lieux variables fréquentés pour se former ou s'informer, caractéristiques du deuxième motif. Ils participent de l'activité courante dans le cas d'actifs spécialisés dans la formation ou l'information (formateurs, journalistes, etc.). Dans tous les autres cas, l'activité effectuée dans ce type de lieu se distingue de l'activité courante. Elle a pour but l'incorporation de ressources et de savoirs destinés à prendre en charge l'activité courante dans le futur. La formation continue en est l'exemple typique.

Le troisième motif de déplacement, motif fourre-tout mais qui n'en est pas moins important, permettra de mesurer l'importance de types d'activité professionnelle sur lieu variable que les actifs interrogés auront eu du mal à décrire au moyen des deux premiers motifs.

Un type particulier de travail sur lieu variable : la tournée

Par ailleurs, si un actif a effectué au cours de la journée un grand nombre de déplacements professionnels de même type, l'enquêteur peut enregistrer ces déplacements non un à un mais les grouper sous la forme d'une tournée. Voici comment les instructions aux enquêteurs de l'enquête 1993-1994 définissent les tournées (Maffre et Martin, 1993) : « Certains emplois obligent les personnes qui les exercent à faire de nombreux déplacements pour le même motif. C'est par exemple le cas du médecin au cours de ses visites de malades, du représentant de commerce en tournées, du releveur EDF. Les arrêts sont brefs et répétitifs. Les déplacements de cette nature sont importants et il faudrait logiquement compter pour un déplacement chaque trajet parcouru entre deux arrêts successifs. Lorsqu'il y aura au moins 5 déplacements de ce genre on assimilera l'ensemble de ces déplacements à un trajet composé de deux déplacements dont la destination du premier et l'origine du second seront un point moyen choisi conventionnellement à l'intérieur du trajet, qui sera si possible le point géographiquement le plus éloigné. Les heures et les distances seront conventionnellement celles liées à ce point ».

La notion de tournée désigne donc dans l'Enquête Transports de 1993 un type particulier de travail sur lieu variable, caractérisé par l'importance du nombre de lieux variables fréquentés. La déclaration d'une tournée permet de signaler une certaine rationalisation du travail effectuée sur un lieu variable. Elle peut en effet être considérée comme l'indice d'une part, d'une certaine programmation de l'activité à effectuer dans des lieux variables et d'autre part, d'une intention de maximiser le nombre de lieux fréquentés dans un certain laps de temps. Il faut, en particulier, distinguer cette notion de tournée de celle qui figure dans la catégorie de motif « lieu de travail non fixe : chantier, contacts ou réunions, visites à des clients, fournisseurs, sous-traitants, tournée professionnelle, VRP, repas d'affaires ».

Les deux premiers axes de l'analyse représentent respectivement 44,7 % et 37 % de l'inertie totale. Le graphique II présente les principaux résultats de cette analyse factorielle.

Former et informer : des activités qui s'exercent sur des lieux variables

Les lieux variables fréquentés par les catégories « professions scientifiques, professeurs », « instituteurs », « professions de l'information, des arts et des spectacles », « cadres de la fonction publique » et « employés administratifs d'entreprise » relèvent plus qu'en moyenne du motif « stage, conférence, congrès, formations, exposition professionnelle ». Pour les trois premières catégories, cette coïncidence est sans grande surprise, dans la mesure où ces catégories sont spécialisées dans des activités de formation et/ou d'information. La coïncidence peut paraître moins évidente pour les cadres de la fonction publique et les employés administratifs d'entreprise. Lorsque ceux-ci fréquentent des lieux variables et inhabituels, ce sont surtout des lieux de formation et d'information et/ou moins souvent les autres types de lieux variables repérés par l'enquête.

La rationalisation de la fonction commerciale multiplie les lieux d'activité

Les chauffeurs sont la catégorie typique de l'activité « tournée », mais deux autres catégories socioprofessionnelles qui relèvent de la grande entreprise y sont aussi associées (on appelle ici grande entreprise une entreprise ayant différencié les fonctions administratives et commerciales et les fonctions techniques) :

Tableau 5
Type d'activité effectuée sur un lieu variable en 1993

En %

Activité courante sur un lieu variable	63,3	65,8	68,4
Tournée	8,9	10,5	12,2
Formation et information	6,3	7,7	9,2
Autres	18,9	21,1	23,3

Lecture : dans la colonne centrale figure la fréquence estimée ; dans les colonnes à gauche et à droite respectivement les bornes inférieures et supérieures de l'intervalle de confiance à 5 %. La somme excède 100 % car 5 % des actifs du champ ont utilisé plusieurs catégories pour décrire le travail sur un lieu variable.
Champ : actifs ayant travaillé sur un lieu variable.
Source : Enquête Transports 1993, Insee, Inrets.

les ingénieurs (14) et les professions administratives et commerciales d'entreprise. Pour toutes ces catégories, le travail dans un lieu variable est plus souvent qu'en moyenne associé à une organisation visant à maximiser le nombre de lieux fréquentés en un temps donné. On peut alors parler d'une rationalisation du travail effectué sur un lieu variable. Ces catégories participent – pour une grande part au moins des actifs concernés – de la fonction commerciale de l'entreprise. Cela va de la négociation des transactions jusqu'à leur réalisation. La variabilité du lieu de travail ainsi identifiée s'apparente donc à une rationalisation de la fonction commerciale.

Une telle rationalisation caractérise aussi les employés de la fonction publique (le facteur pourrait en être l'emblème) ainsi que les professions intermédiaires de la santé et du travail social (celles-ci sont aussi caractérisées par l'importance de l'activité de formation et d'information).

À toutes ces catégories faisant davantage usage de la catégorie « tournée » pour qualifier le travail sur un lieu variable font pendant les catégories dont le travail dans un lieu variable implique rarement la déclaration de tournées mais relève de l'activité courante hors tournée. Il s'agit, pour l'essentiel, de catégories liées au travail de fabrication (15) : toutes les catégories liées à l'artisanat (indice, par la négative, que les tournées sont caractéristiques de la grande entreprise) ainsi que les ouvriers qualifiés de type industriel. Les artisans sont ainsi les seuls indépendants dont le travail sur un lieu variable relève le plus souvent de la catégorie « activité courante hors tournée ».

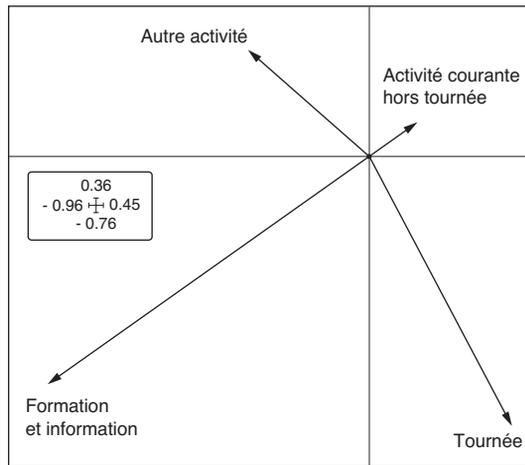
Le cas particulier des petits patrons et des ouvriers de la manutention

Les catégories socioprofessionnelles concernées par la surreprésentation de l'activité « autre » permettent de lever quelque peu le voile sur la nature des tâches effectuées sur un lieu variable mais imparfaitement saisies par les catégories proposées aux personnes enquêtées.

Deux grands ensembles de catégories socioprofessionnelles manifestent une surreprésentation de la catégorie « autre » pour désigner la nature

14. Cette catégorie comprend aussi des ingénieurs technico-commerciaux.

15. Les professions intermédiaires administratives de la fonction publique sont aussi marquées par l'importance de l'activité courante hors tournée.



Graphique II
Catégories socioprofessionnelles et catégories de motifs de déplacements professionnels : résultats de l'analyse factorielle des correspondances



Lecture : cartes factorielles des lignes (catégories socioprofessionnelles) et des colonnes (catégories d'activité effectuée sur un lieu variable) de l'AFC, axes 1 et 2 représentant respectivement 44,7 % et 37 % de l'inertie totale.

Les coordonnées des lignes (catégories socioprofessionnelles) ont été distribuées dans 4 cartes factorielles différentes, qui figurent chacune les valeurs centrées-normées des fréquences de chacune des quatre catégories d'activité effectuée sur un lieu variable. Les ronds grisés représentent une valeur supérieure à la fréquence d'ensemble (cf. tableau 5), les carrés blancs une valeur inférieure à la fréquence d'ensemble (cf. tableau 5). Leur taille est proportionnelle à la valeur de la fréquence de ladite catégorie d'activité dans la catégorie socio-professionnelle en question. Exemple : les agriculteurs exploitants font moins usage des catégories d'activité « tournée », « activité courante hors tournée » ou « formation et information » (figurés par des carrés blancs dans les cartes factorielles correspondantes), davantage usage de la catégorie « autre activité » (figuré par un rond grisé).

Champ : actifs ayant travaillé sur un lieu variable.
 Source : Enquêtes Transports 1993, Insee, Inrets.

du travail effectué sur un lieu variable : les indépendants hors artisans d'un côté (agriculteurs exploitants, commerçants, chefs d'entreprise, professions libérales), et les ouvriers qualifiés de la manutention, du magasinage et du transport de l'autre. Deux catégories peuvent être rapprochées de la catégorie précédente : les ouvriers non qualifiés de type industriel et les ouvriers agricoles.

Les catégories du premier ensemble sont toutes liées à l'activité de gestion et de pilotage de la production qui repose de façon déterminante sur une personne. Cette forte personnalisation (qu'incarne la figure du patron) est généralement associée à des structures de production traditionnelles (par opposition à des structures modernes, dans lesquelles l'activité de gestion, davantage formalisée, est prise en charge par des managers spécialisés). L'activité spécifique que les patrons exercent sur des lieux variables pourrait avoir partie liée avec cette personnalisation du travail de pilotage.

Le second ensemble de catégories est manifestement lié à la figure de l'ouvrier de la manutention (16). La variabilité du lieu de travail pourrait dans ce cas moins être liée au contenu du travail exercé sur le lieu en question qu'à la nécessité de transférer des moyens de production mobiles c'est-à-dire utilisés dans des lieux variables (chantiers, etc.). Ce transfert de moyens de production concerne, pour partie, des engins conduits par une main-d'oeuvre spécialisée (conducteurs d'engins), mais il pourrait peut-être aussi être caractéristique du travail de certains ouvriers non qualifiés de type industriel.

Enfin, les personnels des services directs aux particuliers travaillant sur un lieu variable font eux aussi plus fréquemment usage du motif « non désigné par ailleurs ». Si les actifs de cette catégorie travaillent sur des lieux variables, il est fort

probable que c'est pour réaliser des prestations de travail au domicile de particuliers. Comme on ne trouve aucune trace de ce type de lieu de travail dans les catégories de l'*Enquête Transports* de 1993, ceci expliquerait pourquoi les actifs de cette catégorie choisissent plus souvent que les autres la catégorie de motif « autre ».

Le travail sur un lieu variable s'est fortement développé

Comment les lieux du travail ont-ils évolué entre 1981 et 1993 ? Moyennant certaines précautions méthodologiques, la comparaison des données des *Enquêtes Transports* de 1981 et 1993 donne un aperçu sur cette évolution (cf. encadré 3). La comparaison n'est légitime qu'en restreignant l'analyse aux déplacements compris dans un périmètre de 80 km autour du domicile.

Avec cette restriction, 2,2 % des actifs deviennent hors champ – ils ont bien réalisé un déplacement travail mais sa destination est au-delà des 80 km autour du domicile (rappelons que le champ des actifs dont on examine le(s) lieu(x) du travail comprend les actifs travaillant habituellement à domicile et les actifs ayant déclaré au moins un déplacement travail). La restriction à 80 km engendre aussi une légère diminution de la part des actifs travaillant sur un lieu variable (cf. tableau 6). Toutefois, cette restriction ne bouleverse aucunement la structure d'ensemble et ne joue qu'à la marge sur la répartition des actifs dans les différents types de lieu du travail.

16. Sont aussi concernés les ouvriers agricoles, catégorie dans laquelle on trouve en particulier le sous-groupe des « conducteurs d'engins agricoles ou forestiers ».

Tableau 6
Répartition des actifs selon la situation de travail en 1993 : influence de la restriction à 80 km

En %

	Sans restriction à 80 km			Avec restriction à 80 km		
	Estimée	Borne inférieure	Borne supérieure	Estimée	Borne inférieure	Borne supérieure
Travailleur hors domicile n'ayant déclaré aucun déplacement travail	20,2	21,2	22,2	22,3	23,4	24,4
Travailleur à domicile ne s'étant pas déplacé pour travailler	5,6	6,2	6,8	5,7	6,3	6,9
Travail exclusif dans le lieu fixe habituel hors Domicile	51,7	53,0	54,2	51,1	52,3	53,5
Travail dans des lieux variables hors domicile	18,6	19,6	20,6	17,1	18,1	19,0

Lecture : dans la colonne centrale figure la fréquence estimée ; dans les colonnes à gauche et à droite respectivement les bornes inférieures et supérieures de l'intervalle de confiance à 5 %.

Champ : population active ayant un emploi.

Source : Enquête Transports 1993, Insee, Inrets.

De façon analogue, les différences relatives entre groupes socioprofessionnels (du point de vue de la variabilité du lieu du travail) sont glo-

balement inchangées lorsqu'on restreint le champ à un périmètre inférieur à 80 km autour du domicile (cf. tableau 7).

Tableau 7

Part des actifs travaillant sur un lieu variable dans les différents groupes socioprofessionnels en 1993 : influence de la restriction à 80 km

En %

	Sans restriction 80 km			Avec restriction 80 km		
Agriculteurs exploitants	30,1	36,0	41,8	28,9	34,7	40,5
Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	36,7	41,4	46,0	36,1	40,8	45,5
Cadres et professions intellectuelles supérieures	27,6	30,9	34,3	24,1	27,3	30,5
Professions intermédiaires	25,9	28,7	31,4	24,0	26,7	29,4
Employés	12,6	14,6	16,5	12,3	14,2	16,1
Ouvriers	19,4	21,9	24,4	18,4	20,9	23,3

Lecture : dans la colonne centrale figure la fréquence estimée ; dans les colonnes à gauche et à droite respectivement les bornes inférieures et supérieures de l'intervalle de confiance à 5 %.

Champ : actifs travaillant à domicile et/ou ayant déclaré un déplacement travail.

Source : Enquête Transports 1993, Insee, INRETS.

Encadré 3

**COMPARER LES LIEUX DE TRAVAIL EN 1981 ET EN 1993
AU MOYEN DES ENQUÊTES TRANSPORTS**

Une *Enquête Transports* analogue à celle de 1993-1994 a été réalisée en 1981-1982. La question relative au lieu de travail habituel (domicile/fixe hors domicile/variable hors domicile) a été posée en 1981 comme en 1993, avec les mêmes définitions (Lefol, 1980, pp. 36-37).

Le mode de déclaration des déplacements réalisés pendant une journée était quelque peu différent dans l'enquête de 1981-1982 puisqu'on ne se contentait pas simplement de recenser les déplacements de la veille et du dernier week-end mais on demandait aux personnes interrogées de remplir un carnet de trajets de sept jours. Cette différence dans le mode de recueil engendre un certain nombre de difficultés lorsqu'on veut comparer les deux enquêtes.

Le nombre et le type de journées sondées ne sont pas les mêmes en 1981 et 1993. Si l'on raisonne sur le champ des actifs ayant un emploi, 1 333 personnes ont été sondées en 1981, ce qui représente donc 6 665 jours de semaine hors week-end et 1 333 week-ends, 6 408 personnes ont été sondées en 1993, ce qui représente 6 408 jours de semaine hors week-end et 6 408 week-ends. En conséquence, le nombre de journées hors week-end sondées est relativement comparable entre les deux enquêtes, en revanche le week-end est largement sur-échantillonné en 1993.

La différence des modes d'enregistrement individuel des déplacements en 1981 et 1993 rend les comparaisons 1981-1993 au niveau individuel problématiques : en effet, on obtient en 1981 un pourcentage de personnes qui se sont déplacées dans le cadre de leur travail systématiquement plus important qu'en 1993 (on interroge chaque personne sur sept jours en 1981, ce qui augmente la probabilité de se déplacer par rapport à une interrogation sur trois jours seulement comme c'est

le cas en 1993). La comparaison 1981-1993 ne peut donc être réalisée au niveau d'observation « individu » qu'en tirant au sort dans l'enquête de 1981 une journée hors week-end sur les cinq disponibles.

La comparaison 1981-1993 est, en revanche, réalisable au niveau d'observation « journée d'un individu », sous réserve de régler le problème du sur-échantillonnage des week-ends en 1993. On a par conséquent choisi de se limiter aux jours de semaine, en excluant les week-ends.

Une restriction de la mobilité à un rayon de 80 km

La comparaison est restreinte à la mobilité contenue dans un rayon de 80 km. On trouvera dans une note technique interne à l'Inrets rédigée par C. Gallez et datée de 1996 les arguments relatifs à cette restriction. On peut simplement faire la citation suivante : « *En 1993-1994 comme en 1981-1982, on n'a imposé aucun filtre sur la distance des déplacements recensés. Cependant, remplir un carnet de trajet sur 7 jours est plus contraignant du point de vue de la présence au domicile que répondre à l'enquêteur sur les déplacements effectués la veille et au cours du dernier week-end ; on a donc recueilli plus de longs déplacements dans la partie "mobilité quotidienne" en 1993-1994 qu'en 1981-1982. On recommande donc de mesurer des évolutions pour la seule "mobilité locale", c'est-à-dire sur les déplacements à moins de 80 km à vol d'oiseau du domicile* ».

Ainsi, dans les comparaisons entre les données des enquêtes de 1981 et 1993, l'unité d'analyse élémentaire est la journée d'actif ayant un emploi. Par commodité de langage, on parlera plutôt d'actif ayant un emploi.

On observe une évolution notable des lieux du travail entre 1981 et 1993 (cf. tableau 8) : en 1981, un actif sur six exerçait son activité professionnelle sur un lieu variable au cours d'une journée de semaine ordinaire, c'est le cas d'un actif sur quatre en 1993. Entre ces deux dates, la part des actifs qui travaillent exclusivement sur un lieu fixe – hors domicile ou non – a baissé de façon significative.

Le clivage entre indépendants et salariés devient plus net

Cette montée du travail sur un lieu variable entre 1981 et 1993 n'a pas touché tous les grou-

pes socioprofessionnels (17) de la même façon (cf. graphique III).

En 1981, travailler dans un lieu variable concerne surtout les actifs chargés du pilotage de

17. En raison du changement de la nomenclature utilisée pour repérer les catégories sociales entre 1981 et 1993, la comparaison ne peut être légitimement réalisée qu'à un niveau agrégé de la nomenclature. Elle concerne les groupes socioprofessionnels suivants : agriculteurs exploitants, artisans commerçants chefs d'entreprise, cadres et professions intellectuelles supérieures, professions intermédiaires, employés, ouvriers. Eu égard aux développements précédents, ce niveau d'agrégation est bien évidemment restrictif. Il permet néanmoins de différencier les agriculteurs, les indépendants (hors professions libérales) des salariés, et à l'intérieur du salariat les différents niveaux hiérarchiques.

Tableau 8
Évolution entre 1981 et 1993 de la répartition des actifs selon le type de lieu du travail

En %

	1981			1993		
	10,3	11,2	12,0	7,4	8,2	9,0
Travailleur à domicile n'étant pas sorti du domicile pour travailler						
Travail exclusif dans le lieu fixe habituel hors domicile	72,0	73,2	74,4	66,9	68,2	69,6
Travail dans un ou des lieux variables hors domicile	14,7	15,6	16,6	22,4	23,6	24,8

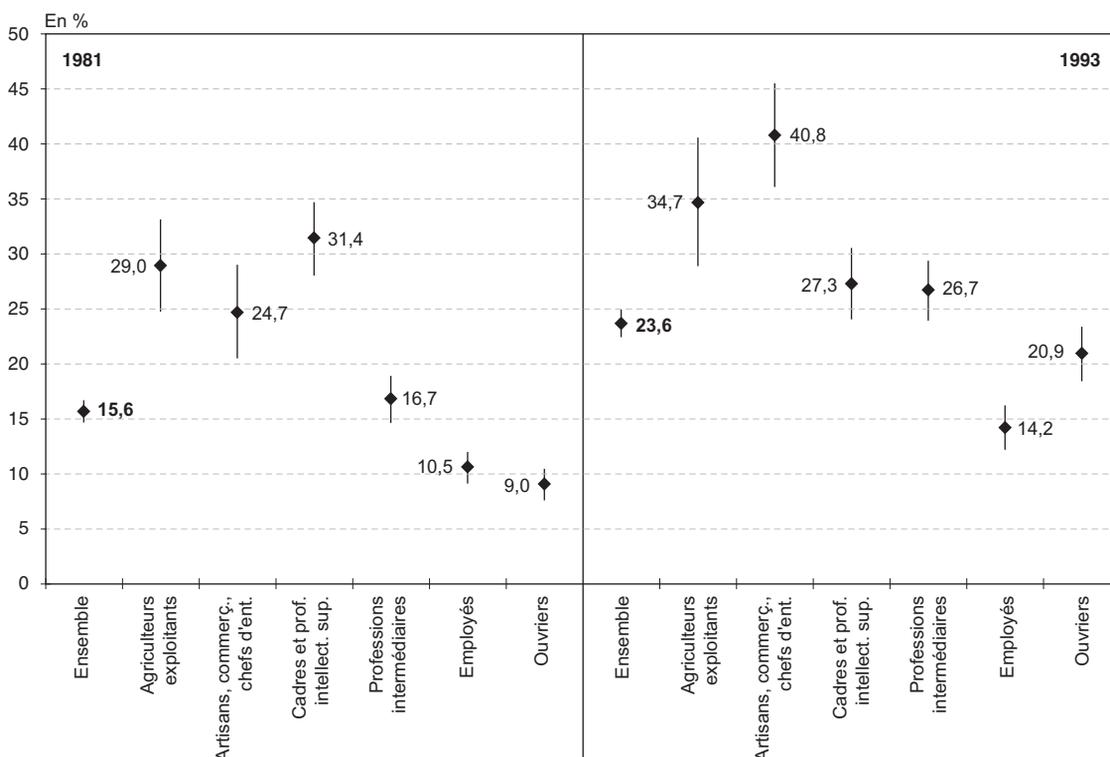
Lecture : dans la colonne centrale figure la fréquence estimée ; dans les colonnes à gauche et à droite respectivement les bornes inférieures et supérieures de l'intervalle de confiance à 5 %.

Champ : actifs travaillant à domicile et/ou ayant déclaré un déplacement travail à moins de 80 km du domicile.

Source : Enquête Transports 1981 et 1993, Insee, Inrets.

Graphique III

Évolution entre 1981 et 1993 de la part des actifs travaillant sur un lieu variable selon le groupe socioprofessionnel



Lecture : fréquence estimée, bornes inférieure et supérieure de l'intervalle de confiance à 5 %.

Champ : actifs travaillant à domicile et/ou ayant effectué un déplacement travail à moins de 80 km de leur domicile.

Source : Enquête Transports 1981 et 1993, Insee, Inrets.

l'activité : un quart des indépendants et près d'un tiers des cadres travaillent dans un lieu variable, mais ils sont au plus un sur six lorsqu'il s'agit des actifs salariés, hors cadres et professions intellectuelles supérieures. En 1981, le travail dans un lieu variable est essentiellement structuré par le clivage direction-conception/exécution. En outre, pour les salariés, le travail dans un lieu variable est une fonction croissante du niveau hiérarchique.

Ces deux traits caractéristiques du travail dans un lieu variable de 1981 ne permettent plus de décrire la structure du travail dans un lieu variable en 1993. Dans les catégories de direction, une différenciation nette s'est opérée entre les indépendants hors professions libérales et les cadres et professions intellectuelles supérieures : la part du travail dans un lieu variable des premiers a fortement augmenté, celle des seconds a au contraire diminué. Le clivage direction/exécution a perdu de sa force au profit d'un nouveau clivage, qui oppose globalement salariés et non-salariés. La correspondance entre niveau hiérarchique et travail dans un lieu variable a disparu. Les professions intermédiaires et les ouvriers travaillent dans un lieu variable autant (pour les premiers), presque autant (pour les seconds) que les cadres ; le groupe des employés constitue désormais le seul groupe majoritairement sédentaire. Le clivage hiérar-

chique relatif au travail sur un lieu variable a disparu. Ainsi en 1993, travailler sur un lieu variable est essentiellement lié au statut juridique de la personne qui travaille.

Rappelons que la description de l'évolution des lieux du travail entre 1981 et 1993 est restreinte à un périmètre de 80 km autour du domicile. Le groupe des cadres s'avère être le plus sensible à cette restriction en 1993 (cf. tableau 7). Ceci peut expliquer, en partie, l'évolution constatée du groupe des cadres et professions intellectuelles supérieures : il est fort probable que la baisse de la fréquence du travail sur un lieu variable compris dans un périmètre de 80 km se double d'une croissance de celle-ci au-delà de ce périmètre. La période 1981-1993 a connu, en effet, une croissance importante des déplacements professionnels sur longue distance (Gouider, 1998).

Afin d'approfondir l'analyse de ces transformations, on a rapproché l'évolution de la variabilité du lieu du travail constatée dans chaque groupe socioprofessionnel des transformations de leur composition interne. Ceci permet d'évaluer la part des effets de structure éventuels dans les transformations observées (cf. encadré 4). Entre 1981 et 1993, trois grands ensembles de catégories socioprofessionnelles ont vu la part des actifs qui travaillent dans un lieu variable

Encadré 4

ÉVOLUTION STRUCTURELLE DES GROUPES SOCIOPROFESSIONNELS ENTRE 1981 ET 1993

Les nomenclatures utilisées en 1981 et 1993 ne sont pas identiques, mais des rapprochements prudents peuvent être réalisés. Pour ce faire, on a utilisé les travaux de Desrosières et Thévenot (1996) sur les catégories socioprofessionnelles. On ne s'attarde pas sur le groupe des agriculteurs exploitants, pour lequel le problème de l'évolution de la catégorisation interne ne se pose pas. La description des évolutions structurelles de la population active s'appuie sur les données des *Enquêtes Transports*. On appelle effet de structure l'effet potentiel de la seule variation de la composition interne des catégories socioprofessionnelles sur la part des actifs travaillant sur un lieu variable.

Groupe des artisans, commerçants, chefs d'entreprise

À l'intérieur de ce groupe, la définition de la sous-catégorie des chefs d'entreprise a évolué entre 1981 et 1993 : une partie des PDG salariés est incluse dans cette catégorie en 1993. L'évolution de la structure interne est marquée par une diminution sensible du poids des commerçants (part du travail sur un lieu

variable la plus faible), et une augmentation de celui des artisans et chefs d'entreprise. Si le pourcentage des actifs ayant travaillé sur un lieu variable était resté constant entre 1981 et 1993 à l'intérieur de chacune de ces sous-catégories, l'évolution de la composition interne aurait dû conduire à une augmentation modérée de la part du travail dans un lieu variable dans l'ensemble du groupe (effet de structure). Cet effet de structure apparaît manifestement insuffisant pour expliquer l'évolution remarquable du travail sur un lieu variable de ce groupe socioprofessionnel.

Groupe des cadres et professions intellectuelles supérieures

Dans ce groupe, c'est la sous-catégorie des professions libérales qui comprend le pourcentage de travail sur un lieu variable le plus important et son poids dans l'ensemble du groupe a connu la plus forte baisse entre 1981 et 1993. On peut considérer que cette évolution a contribué de façon non négligeable à la baisse globale du travail dans un lieu variable caractéristique de ce groupe. Pour le reste, la composition du groupe

→

augmenter de façon significative entre 1981 et 1993 sans que cela ne puisse être attribué à un seul effet de structure. Les accroissements les plus notables concernent les groupes des indépendants (hors professions libérales) et des ouvriers. On observe aussi une croissance non négligeable de la variabilité du lieu du travail des professions intermédiaires non techniques. Pour tous ces groupes socioprofessionnels, la croissance du travail dans un lieu variable signale donc, plus qu'un effet de structure, un changement important dans l'exercice de l'activité professionnelle.

La transformation du travail ouvrier se lit aussi dans les lieux du travail

Alors que l'effectif total des cadres et professions intellectuelles supérieures augmente de près de 30 % entre 1981 et 1993 (c'est la catégorie qui enregistre la variation la plus importante de ses effectifs), le volume de déplacements à moins de 80 km qu'ils engendrent augmente de moins de 10 %. Les ouvriers enregistrent une des croissances les plus fortes du nombre de déplacements professionnels, alors qu'ils constituent, après les agriculteurs, la caté-

Encadré 4 (suite)

n'a pas subi de transformations majeures. On peut donc penser que l'évolution générale de la mobilité de ce groupe semble davantage liée à un effet de structure qu'à l'effet propre de l'évolution d'une ou plusieurs sous-catégories.

Groupe des professions intermédiaires

L'évolution générale dans ce groupe est manifestement liée à l'effet de l'augmentation du travail dans un lieu variable des sous-catégories non techniques. Cet effet propre général se double d'un effet de structure lié à la diminution générale de la part relative des sous-catégories techniques, dont la part du travail dans un lieu variable est plutôt stagnante.

On notera plus particulièrement l'augmentation importante du travail dans un lieu variable de la sous-catégorie « instituteur », même si la part de celle-ci dans l'ensemble de la catégorie diminue entre 1981 et 1993. On notera aussi l'augmentation importante du travail dans un lieu variable des « cadres moyens administratifs », selon l'appellation de l'ancienne nomenclature, sous-catégorie qui correspond en gros au regroupement dans la nouvelle nomenclature des professions intermédiaires administratives de la fonction publique et des professions administratives et commerciales d'entreprise.

Le poids de cette dernière sous-catégorie s'est accru entre 1982 et 1990 : elle représente 24 % des actifs des professions intermédiaires en 1982, 29 % en 1990 (données des recensements). Or cette sous-catégorie comprend des métiers que l'on associe spontanément à la variabilité du lieu de travail : les représentants et VRP. On s'est donc demandé dans quelle mesure l'accroissement de la part du travail dans un lieu variable au sein des professions intermédiaires était lié à l'accroissement du poids général des représentants dans cette catégorie. Le poids des représentants dans la sous-catégorie des professions intermédiaires administratives et commerciales d'entreprise, important puisqu'il s'agit d'un actif sur trois, est stable entre 1982 et 1990. Ainsi l'accroissement de la part du travail dans un lieu variable chez les professions intermédiaires ne peut aucunement être expliqué par la seule

référence aux VRP et déborde largement cette seule sous-catégorie.

Groupe des employés

Dans ce groupe, la part du travail dans un lieu variable a peu évolué entre 1981 et 1993. Cette stabilité concerne toutes les sous-catégories. On notera toutefois une évolution notable (même si les définitions dans les nomenclatures ont évolué) : la croissance importante du travail dans un lieu variable de la sous-catégorie des personnels des services aux particuliers.

Groupe des ouvriers

La définition des sous-catégories des ouvriers a évolué de façon significative au moment du changement de nomenclature : on notera, entre autres, l'apparition d'une différenciation entre le type industriel et le type artisanal, et la constitution de la sous-catégorie chauffeurs autrefois intégrés dans la catégorie OS.

Ce groupe socioprofessionnel est marqué par une croissance remarquable de la part du travail dans un lieu variable. Cette dernière peut avoir deux origines structurelles : l'augmentation du poids des chauffeurs et la variation de la part respective des types industriel (travaillant plus rarement sur un lieu variable) et artisanal. On constate bien l'existence de variations structurelles de ce type entre 1982 et 1990 (chiffres des recensements) : la part des chauffeurs passe de 7 % à 9 % ; les ouvriers de type industriel représentent 52 % des ouvriers en 1982, 49 % en 1990 ; les ouvriers de type artisanal représentent 32 % des ouvriers en 1982, 34 % en 1990. Toutefois, ces variations dans la structure du groupe socioprofessionnel des ouvriers sont sans commune mesure avec l'accroissement global du travail dans un lieu variable au sein de ce groupe : les effets structurels mentionnés ne peuvent donc expliquer à eux seuls l'évolution importante constatée dans ce groupe entre 1981 et 1993. En 1981, seulement 6 % des ouvriers spécialisés et 7 % des ouvriers qualifiés ont travaillé dans un lieu variable ; en 1993, la catégorie ouvrière dont la part du travail dans un lieu variable est la plus faible (ouvriers industriels) est de 12 %.

gorie qui connaît la perte d'effectifs la plus importante (cf. tableau 9).

De nombreux observateurs ont insisté sur l'intellectualisation croissante de la production et l'importance accrue de l'activité de conception. La croissance des effectifs du groupe des professions intellectuelles supérieures est l'indice de cette tendance. Toutefois, du point de vue des lieux du travail, ce n'est pas ce groupe qui connaît l'évolution la plus importante : ce n'est donc pas l'intellectualisation de la production qui a eu l'incidence la plus notable sur les lieux du travail. Le groupe qui a connu les transformations les plus importantes tant en termes d'effectifs qu'en termes de lieux du travail, c'est le groupe des ouvriers.

Partant d'une réflexion sur les lieux du travail, on retrouve ici un diagnostic qui a déjà été établi par Goux et Maurin (1998) à propos des transformations de la condition ouvrière. Selon Maurin (2002, p. 9), avec « [...] l'avènement de l'économie de service, les nouveaux emplois et les nouveaux métiers sollicitent [...] chacun d'entre nous de plus en plus dans ce qu'il a de singulier et de moins en moins ce qu'il peut mettre en commun avec les autres. Pour aller vite, les chauffeurs routiers et les gardes d'enfants ont remplacé les ouvriers métallos et les sténodactylos qui travaillaient dans les ateliers et les bureaux de la société industrielle ». Même si l'interprétation de Maurin est autre, l'exemple qu'il donne

pour illustrer son propos peut s'interpréter aussi comme une transformation dans les lieux du travail : pour un nombre croissant d'ouvriers, le lieu du travail n'est plus seulement ce lieu fixe qu'est l'atelier. On a vu plus haut que, pour les employés, la situation est quelque peu différente : le travail dans un lieu fixe déterminé (le bureau) prédomine toujours assez largement.

La banalisation du travail sur un lieu variable est la plus forte chez les ouvriers...

À travers la déclaration des déplacements effectués la veille du passage de l'enquêteur, il est possible de savoir si un actif a exercé son activité professionnelle sur un lieu variable. La question relative au lieu de travail habituel permet d'enrichir cette information ponctuelle (où a-t-on travaillé lors d'une journée de semaine ordinaire ?). Les actifs sont en effet amenés à qualifier leur lieu de travail habituel (au domicile, fixe hors domicile ou variable hors domicile). Par « lieu habituel », il faut entendre le lieu sur lequel un actif se rend au moins 3 jours par semaine pour travailler (cf. *supra*). Si un actif qui ne travaille pas à son domicile ne se rend pas plus de deux jours par semaine dans un lieu fixe hors domicile, son lieu de travail sera donc qualifié de variable. Autrement dit, cette question sur le lieu de travail habituel permet de saisir la fréquence hebdomadaire du travail sur un lieu variable. Elle constitue alors un indicateur de la banalisation du travail sur un lieu variable (travailler sur un lieu variable est une composante banale du travail).

En 1981, près de 7 % des actifs ont déclaré que leur lieu habituel de travail est un lieu variable ; ils sont 11 % en 1993. Travailler quotidiennement sur un lieu variable est donc une situation de travail qui s'est nettement développée entre 1981 et 1993.

En 1993, près de quatre actifs sur dix ayant déclaré travailler sur un lieu variable la veille du passage de l'enquêteur sont des actifs dont la variabilité du lieu de travail est quotidienne (cf. tableau 10). Ainsi, pour un peu moins de la moitié des actifs ayant travaillé sur un lieu variable en 1993, la variabilité du lieu de travail est quotidienne et banalisée.

Les différents groupes socioprofessionnels ont connu des évolutions contrastées. En 1981, travailler quotidiennement dans un lieu variable caractérisait essentiellement le groupe des artisans, commerçants et chefs d'entreprise – près

Tableau 9
Évolution comparée des effectifs et du volume de déplacements professionnels selon les différents groupes socioprofessionnels entre 1981 et 1993

En %

	Variation de l'effectif total	Variation du volume de déplacements engendrés
Agriculteurs	- 84	- 21
Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	16	43
Cadres et professions intellectuelles supérieures	29	8
Professions intermédiaires	22	35
Employés	2	20
Ouvriers	- 24	41
Ensemble	- 2	24

Lecture : variation entre 1981 et 1993 des effectifs et du volume de déplacements professionnels (restreints à un périmètre de 80 km centré sur le domicile) engendrés par les différents groupes socioprofessionnels.

Champ : population active française.

Source : Enquête Transports 1981 et 1993, Insee, Inrets.

d'un actif sur quatre (cf. graphique IV). Les autres groupes présentaient des taux bien inférieurs, qui ne dépassaient pas 8 %. Un clivage secondaire, de type hiérarchique, peut toutefois être notée, qui oppose d'une part, les cadres et les professions intermédiaires et d'autre part, les ouvriers et les employés (groupes qui présentent les taux les plus faibles en 1981).

L'évolution 1981-1993 est moins le fait des artisans, commerçants et chefs d'entreprise, dont la

part des actifs travaillant quotidiennement sur un lieu variable est stable, que celui des salariés, essentiellement les cadres et professions intellectuelles supérieures, les professions intermédiaires et les ouvriers. En 1993, ces trois groupes présentent des pourcentages tout à fait analogues d'actifs travaillant quotidiennement dans un lieu variable. Le clivage hiérarchique de 1981 a disparu en 1993. Ce sont les ouvriers qui présentent la croissance de loin la plus significative. Ceci ne fait que confirmer la mutation importante du travail dans ce groupe sociopro-

Tableau 10
Répartition des actifs ayant travaillé sur un lieu variable (au moins un déplacement vers un lieu de travail variable) selon le lieu de travail habituel

	En %		
Actifs travaillant habituellement à domicile	9,0	10,8	12,5
Actifs travaillant habituellement dans un lieu fixe hors domicile	47,3	50,1	52,9
Actifs travaillant habituellement sur un lieu variable hors domicile	36,3	39,0	41,7

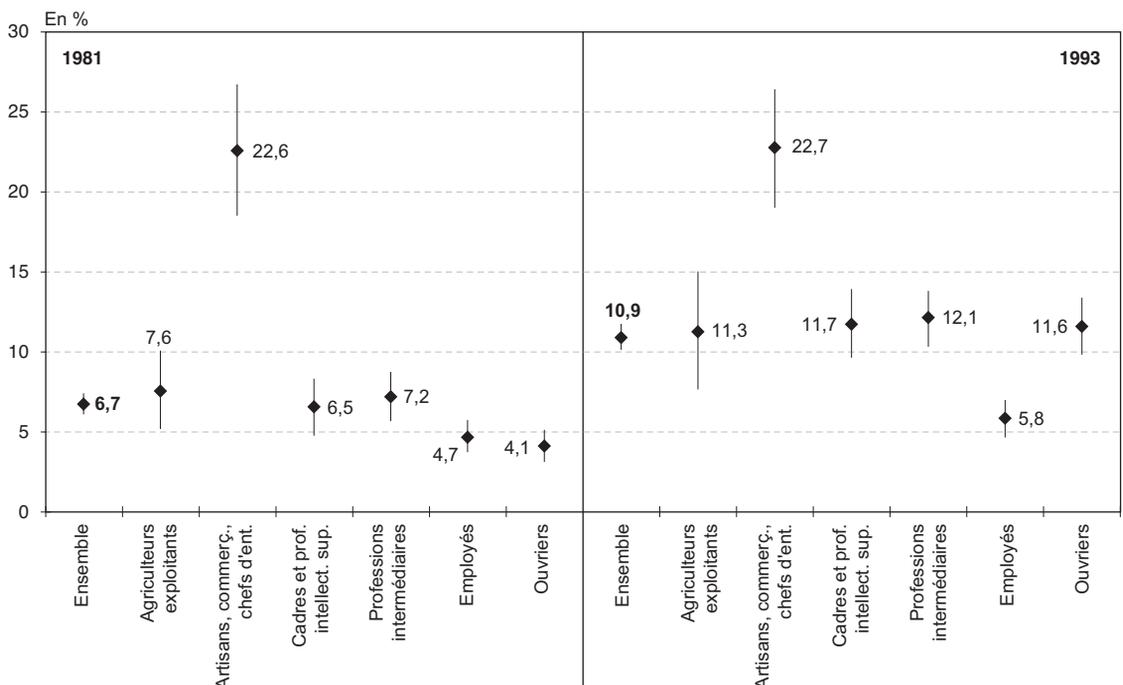
Lecture : dans la colonne centrale figure la fréquence estimée ; dans les colonnes à gauche et à droite respectivement les bornes inférieures et supérieures de l'intervalle de confiance à 5 %.
Champ : actifs ayant travaillé sur un lieu variable lors d'une journée de semaine ordinaire de 1993.
Source : Enquête Transports 1993, Insee, Inrets.

Tableau 11
Part en 1981 et 1993 des actifs ayant fréquenté un lieu de travail fixe dans l'ensemble des actifs travaillant habituellement sur un lieu variable et ayant effectivement travaillé le jour de l'enquête

	En %		
1981	47,9	53,6	59,3
1982	7,4	10,2	12,9

Lecture : dans la colonne centrale figure la fréquence estimée ; dans les colonnes à gauche et à droite respectivement les bornes inférieures et supérieures de l'intervalle de confiance à 5 %.
Champ : actifs travaillant habituellement sur un lieu variable et ayant déclaré un déplacement travail à moins de 80 km du domicile.
Source : Enquête Transports 1981 et 1993, Insee, Inrets.

Graphique IV
Part des actifs dont le lieu habituel de travail est variable hors domicile selon le groupe socioprofessionnel en 1981 et 1993



Lecture : fréquence estimée, bornes inférieure et supérieure de l'intervalle de confiance à 5 %.
Champ : actifs ayant un emploi.
Source : Enquêtes Transports 1981 et 1993, Insee, Inrets.

fessionnel, mutation déjà évoquée plus haut. Le groupe des employés constitue toujours, en 1993, le groupe dont la part des actifs travaillant quotidiennement dans un lieu variable est la plus faible (aucune progression notable entre 1981 et 1993).

... et se double de l'affaiblissement des liens avec le lieu de rattachement traditionnel

Les actifs, lorsqu'ils déclarent travailler habituellement sur un lieu fixe, signalent l'existence d'un lieu singulier pour l'exercice de leur travail (lieu fixe déterminé), lieu dans lequel ils se rendent au moins trois jours par semaine. Pour les actifs qui déclarent travailler habituellement dans un lieu variable, on ne peut préjuger ni de l'existence ni de l'absence d'un tel lieu fixe singulier (on peut simplement émettre l'hypothèse que, s'il existe, les actifs en question s'y rendent au plus deux jours par semaine). On peut toutefois vérifier l'existence d'un tel lieu à travers les déclarations des déplacements : il s'agit alors d'examiner si les actifs travaillant habituellement sur un lieu variable ont déclaré un déplacement vers un lieu de travail fixe.

Pour les actifs qui, en 1981, travaillent habituellement sur un lieu de travail variable, l'existence par ailleurs d'un lieu fixe déterminé concerne un peu plus d'un actif sur deux. En 1993, ils sont un sur dix à en avoir déclaré l'existence.

Travailler habituellement dans un lieu variable en 1981 et en 1993, ça n'est donc pas exactement la même chose : la nécessité de se rendre aussi dans un lieu fixe déterminé durant la semaine est bien plus forte en 1981 qu'en 1993. Le degré d'attachement à un lieu fixe déterminé s'est donc affaibli entre 1981 et 1993 pour les actifs dont le lieu du travail est essentiellement variable (18).

*
* *

Exercer son activité professionnelle sur un lieu qui n'est pas un lieu déterminé, fixe et habituel, est donc loin de constituer une situation de travail atypique. Les dernières décennies ont vu croître la part des actifs concernés par le travail sur un lieu variable. En outre, pour une part croissante d'actifs, travailler sur un lieu variable constitue une caractéristique normale et banalisée de l'activité professionnelle.

Le travail sur un lieu variable a partie liée avec les grands clivages qui traversent l'activité productive (entreprise multifonctionnelle vs

artisanale ; position hiérarchique ; division fonctionnelle). Mais travailler sur un lieu variable est aussi et surtout lié au statut juridique de la personne qui travaille : le fait d'être indépendant ou d'être salarié joue de façon déterminante sur la variabilité du lieu du travail. L'activité professionnelle qui s'exerce sur un lieu variable ne relève pas seulement de la négociation ou de l'échange en face-à-face, mais consiste aussi à réaliser des tâches et des prestations. C'est cette forme de travail sur un lieu variable qui a connu la croissance la plus notable, comme le montre la montée spectaculaire du travail sur un lieu variable chez les ouvriers.

La montée du travail sur un lieu variable chez les ouvriers durant les années 1980 montre, en outre, que les situations professionnelles où le travail consiste essentiellement à manipuler des signes accessibles partout au moyen des TIC ne saurait constituer le seul facteur explicatif de la montée du travail sur un lieu variable. Les stratégies d'externalisation et de mise en sous-traitance expliquent sans doute davantage ce phénomène que l'introduction des NTIC dans les entreprises. L'externalisation peut en effet conduire des salariés à travailler sur un lieu dont l'exploitant n'est pas leur employeur mais un donneur d'ordre « extérieur » – travail en clientèle, sous-traitance sur site (Morin, 1994). Dès la fin des années 1970, Linhart (1978) proposait de changer de terminologie pour qualifier ce genre nouveau de lieu de travail et d'appeler « site » plutôt qu'« usine » ces endroits où interviennent des salariés, qui, bien que travaillant ensemble dans un même lieu, ont des employeurs différents. Les durées d'intervention ou de présence sur le site client peuvent être extrêmement diverses : ce pourra être à l'échelle de l'année pour un cuisinier dans le restaurant d'entreprise externalisé d'une grande entreprise, à l'échelle de l'heure pour un technicien chargé de la maintenance de photocopieurs. Ces cas de figure suggèrent que, alors même que le salarié ne change ni d'entreprise ni de poste, le lieu du travail peut perdre, potentiellement, son caractère fixe et devenir variable – cette variabilité répond à la variation des clients de l'entreprise qui l'emploie (19).

18. L'étude de cet indicateur selon les différents groupes socio-professionnels n'a pas été menée en raison de l'insuffisance des effectifs dans les données disponibles.

19. Évoquant un cas d'externalisation du nettoyage avec maintien des contrats de travail (article L. 122-12), un responsable syndical raconte (Picard et al., 1993, pp. 113-114) : « À partir de là, des recompositions ont été opérées. Les gars qui sont passés à la sous-traitance ne sont plus affectés à un lieu de travail précis, mais sont salariés de l'entreprise. C'est celle-ci qui [les] affecte sur un chantier ».

Plus généralement, cette montée du travail dans un lieu variable interroge tant la figure traditionnelle du travailleur subordonné que celle du lieu de travail.

La figure traditionnelle du lieu de travail est celle où un collectif de travail dirigé par un employeur (unique) met en œuvre des moyens de production situés dans un lieu fixe déterminé. La montée du travail dans un lieu variable, c'est donc aussi la mise en cause de l'unité entre un lieu, un employeur et un collectif de travail. La figure du « site », chère à Linhart, voit ainsi son importance grandir. Le relâchement du lien avec un lieu de travail fixe a d'ores et déjà conduit certaines entreprises à inventer de nouveaux types de locaux d'activités. Les appellations sont multiples (bureau de proximité, bureau de voisinage, bureau de passage, bureau partagé), mais le principe est le même : il s'agit d'espaces de travail que ces salariés « nomades » ne fréquenteront qu'épisodiquement (Etighoffer, 1992 ; Ray, 2001). À toutes ces figures nouvelles de lieu de travail correspond un usage nouveau de l'infrastructure de transports par les entreprises : à la circulation des marchandises et aux migrations alternantes viennent s'ajouter les déplacements professionnels des actifs travaillant sur des lieux variables.

Le développement du travail sur un lieu variable questionne aussi la figure traditionnelle du travail

salarié, « attaché » à sa machine ou à son bureau. Le contrôle de l'activité de travail, problème con-substantiel du salariat, ne passe plus nécessairement par la fixation du salarié dans un lieu fixe déterminé. Le travail n'en devient pas indifférent aux lieux (« *foot loose* ») pour autant ; il ne saurait être question de dissolution des lieux du travail. Même s'ils sont de plus en plus variables et temporaires, les lieux du travail n'en sont pas moins bien repérables : comme sont repérables les lieux à l'origine et à la destination des déplacements qui y mènent ou qui en partent.

La montée du travail dans un lieu variable suggère enfin de nouvelles figures de la production et de l'entreprise. À l'image de la production comme somme d'établissements (collectifs de travail mettant en œuvre des moyens de production géographiquement localisés) se substitue une figure où les collectifs de travail se découpent des locaux d'activité. La production active des collectifs de travail hétérogènes mêlant cadres, techniciens, employés et/ou ouvriers. Le travail de ces différents groupes socioprofessionnels se déploie dans des espaces nettement différenciés : au travail sur des lieux variables des cadres fait écho le travail sur un lieu fixe des employés. La figure de la production qui apparaît alors est moins celle d'une activité confinée, localisée dans un espace clairement identifié, que d'une activité qui articule des espaces hétérogènes et différenciés. □

L'auteur remercie les deux rapporteurs pour la richesse de leurs commentaires, ainsi que Sylviane Laulom pour la relecture attentive de la partie de l'article portant sur le droit du travail.

BIBLIOGRAPHIE

Baudelot C. et Establet R. (1996), *Durkheim et le suicide*, Paris, PUF.

Beck U. (2001), *La société du risque – Sur la voie d'une autre modernité* (trad. franç., 1^{re} édition 1986), Paris, Éditions Aubier.

Benglozi P.-J. et Cohendet P. (1999), « L'organisation de la production et de la décision face aux TIC », in Brousseau E. et Rallet A. (éds.), *Technologies de l'information, organisation et performances économiques*, Paris, Commissariat Général du Plan, pp. 161-230.

Comité interministériel pour la société de l'information (CISI)/Service d'Information du

Gouvernement (SIG) (1999), *La France dans la société de l'information*, Paris, La documentation Française.

Commissariat Général du Plan (1995), *Le travail dans vingt ans*, Rapport de la commission présidée par J. Boissonnat, Paris, La documentation Française, Éditions Odile Jacob.

Desrosières A. et Thévenot L. (1996), *Les catégories socio-professionnelles* (1^{ère} édition 1988), Paris, Éditions La Découverte.

Duras S. et Séguineau M. (éds.) (2003), *Mémo social 2003*, Éditions Liaisons Sociales.

- Etighoffer D. (1992)**, *L'entreprise virtuelle ou les nouveaux modes de travail*, Paris, Éditions Odile Jacob.
- Gouider N. (1998)**, « Les Français prennent de plus en plus goût aux voyages », *Insee Première*, n° 565.
- Goux D. et Maurin É. (1998)**, « La nouvelle condition ouvrière », *Esprit*, novembre, pp. 102-122.
- Héran F. (1984)**, « L'assise statistique de la sociologie », *Économie et Statistique*, n° 168, pp. 23-35.
- Lautier F. (2000)**, « Les transformations des espaces de travail et la mobilité urbaine », in Bonnet M. et Desjeux D., *Les territoires de la mobilité*, Paris, PUF.
- Lebart L., Morineau A. et Piron M. (1995)**, *Statistique exploratoire multidimensionnelle*, Paris, Éditions Dunod.
- Lefol J.-F. (1980)**, *Enquête sur les transports (1981) - Instruction aux enquêteurs - Fascicule n° 2 : la visite initiale*, Insee.
- Linhart R. (1978)**, « Procès de travail et division de la classe ouvrière », in *La division du travail - Colloque de Dourdan*, Paris, Éditions Galilée, pp. 21-32.
- Madre J.-L. et Maffre J. (1997)**, *La mobilité régulière et la mobilité locale en 1982 et 1994*, Insee Résultats – Consommation Modes de vie, n° 88-89.
- Maffre J. et Martin P. (1993)**, *Enquête Transports 1993-1994 - Instructions aux enquêteurs*, Insee.
- Maurin É. (2002)**, *L'égalité des possibles - la nouvelle société française*, Paris, La République des idées, Éditions du Seuil.
- Morin M.-L. (1994)**, « Sous-traitance et relations salariales – Aspects du droit du travail », *Travail et Emploi*, n° 60, pp. 23-43.
- Picard M.-C., Delavaud P., Joly P. et Mabile D. (1993)**, « Entre sous-traitance et naissance d'un nouveau secteur d'activité, le L.122.12. et l'hôtellerie », Propos recueillis par Jacques Dughéra et Robin Foot, *Travail*, n° 28, pp. 111-125.
- Ray J.-E. (1996)**, « Le droit du travail à l'épreuve du télétravail. Une nécessaire adaptation », *Droit Social*, n° 4, pp. 351-358.
- Ray J.-E. (2001)**, *Le droit du travail à l'épreuve des NTIC*, Rueil-Malmaison, Éditions Liaisons.
- Supiot A. (2002)**, « Travail, droit et technique », *Droit Social*, n° 1, pp. 13-25.
- Thioulouse J., Chessel D., Dolédec S. et Olivier J.-M. (1997)**, « ADE-4: A Multivariate Analysis and Graphical Display Software », *a*, n° 7, pp. 75-83.

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 macro-économiques 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 différentiel de salaire influence positivement les candidatures aux concours

de catégorie A (et plus particulièrement celles des hommes).

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 rendements salariaux de 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.

L'emploi public et les trajectoires d'insertion des jeunes

Vanessa di Paola et
Stéphanie Moulet

Analyser le rôle de l'emploi dans le secteur public dans l'insertion des jeunes permet de mieux cerner qui sont les jeunes passant par ce secteur et d'évaluer l'importance de cet employeur dans leur parcours d'insertion. À partir d'un échantillon de jeunes sortis du système scolaire en 1998 et qui ont connu au moins un épisode d'emploi dans la fonction publique dans les trois années suivantes, neuf parcours types d'insertion ont été construits. Si ces trajectoires ne permettent pas de préjuger du rôle du passage par l'emploi dans le secteur public dans l'accès à un statut de fonctionnaire titulaire ou un CDI du secteur privé pour cette cohorte, elles permettent néanmoins d'éclairer la façon dont ces itinéraires se construisent différemment, en particulier pour les hommes et les femmes. On remarquera néanmoins que l'analyse porte sur une période de bonne conjoncture économique où l'emploi des jeunes a bénéficié aussi des créations massives d'emplois aidés dans le secteur public (les emplois jeunes sont créés en 1997).

Ainsi, les jeunes femmes de cette cohorte accèdent rapidement au marché interne de la fonction publique : elles sont en proportion plus élevée et ont une plus grande chance d'accéder au statut de fonctionnaire à l'issue de la formation initiale. À l'inverse, les jeunes hommes ont plus souvent des trajectoires où l'emploi public est tardif dans le parcours. Plus généralement,

les trajectoires marquées par un passage assez long dans un emploi public sont davantage féminines, alors que les hommes ont une plus grande probabilité d'appartenir à des trajectoires dont l'état dominant est le CDD du secteur privé, l'emploi jeune ou le chômage. À cet effet vient s'ajouter celui du niveau de qualification, puisqu'il y a davantage de femmes diplômées dans les trajectoires d'insertion rapide dans le secteur public, et plus d'hommes diplômés dans celles où le secteur privé domine. Mais indépendamment de cette répartition, les jeunes des trajectoires passant par le secteur public ont des niveaux de qualification plus élevés. Cette typologie montre également la place occupée par l'emploi dans le secteur public contractuel dans l'insertion des jeunes, cet emploi ne débouchant pas toujours sur un CDI ou sur le statut de fonctionnaire.

Au-delà de la typologie obtenue, l'estimation des probabilités d'accès au statut de fonctionnaire d'une part et d'un CDI d'autre part, permet d'appréhender le rôle de l'emploi en CDD dans le secteur public. Ainsi, être passé par un emploi antérieur en CDD (de plus de 6 mois) accroît les chances de se stabiliser dans le secteur public si, et seulement si, cet emploi s'est effectué dans le secteur public. Une expérience d'emploi en CDD dans le secteur privé a, en revanche, moins de chances de conduire au statut de fonctionnaire.

La mobilité des agents titulaires de l'État

Aline Pauron

La mobilité des agents titulaires de l'État est étudiée selon trois angles : mobilité géographique (définie par un changement de zone d'étude et d'aménagement du territoire (Zeal) ou de département de fonction à l'inté-

rieur d'une même Zeat), mobilité catégorielle (changement de catégorie socioprofessionnelle) et mobilité structurelle (changement de ministère ou de service à l'intérieur du même ministère). Ces définitions sont

assez restrictives : la mobilité géographique n'intègre pas les changements d'établissement au sein d'un même département, le changement de corps ou de grade au sein d'une même catégorie socioprofessionnelle n'est pas retenu (mobilité catégorielle), pas plus que le changement de direction au sein d'un même département ministériel (mobilité structurelle). Chaque type de mobilité est mesuré chaque année en taux annuel entre 1989 et 2001.

La mobilité géographique est la plus importante : elle concerne en moyenne chaque année 4,2 % des agents. L'Île-de-France est le pôle de ces échanges, par ailleurs orientés vers les régions de l'Ouest et du Sud. Si l'on ne tient pas compte des reclassements catégoriels (agents de catégorie D en catégorie C et instituteurs en professeurs), le taux de mobilité catégorielle annuel se situe autour de 3,5 %. Ce type de mobilité concerne dans près de neuf cas sur dix des mouvements liés à la promotion des agents. La mobilité

structurelle, enfin, se situe en dernière position : son taux assez fluctuant est tombé de 2 % en 1989 à 0,8 % en 1996, pour remonter à 1,1 % en 2000. Dans neuf cas sur dix, il s'agit de mouvements internes aux ministères.

La mobilité géographique concerne plus particulièrement les jeunes et les cadres A. La mobilité catégorielle touche de préférence des femmes en cours ou en fin de carrière et les professions intermédiaires de l'enseignement (reclassement des instituteurs en professeurs des écoles). Enfin, la mobilité structurelle, comme la mobilité géographique, est plutôt le fait des jeunes et de certaines catégories (cadres administratifs et professions intermédiaires administratives, de police et de prisons). Ces trois types de mobilité sont liées : certains mouvements peuvent relever simultanément de deux types de mobilité. C'est particulièrement le cas des mobilités structurelles : 43 % des mouvements en relevant s'avèrent aussi des mobilités géographiques.

L'emploi public est tiré par la fonction publique territoriale

Philippe Raynaud

Entre 1980 et 2001, l'emploi public a augmenté presque deux fois plus vite que l'emploi total (23 % contre 13 %). Cette forte croissance repose en majeure partie sur la fonction publique territoriale (FPT) (+ 38 %) et dans une moindre mesure sur la fonction publique hospitalière (FPH) (+ 28 %), alors que la fonction publique de l'État (FPE) augmentait à un rythme voisin de celui de la population active (+ 15 %).

Sur cette période, l'emploi des non-titulaires a reculé dans la FPT, celle des trois fonctions publiques qui compte le plus d'agents de cette catégorie (un sur cinq fin 2001). En revanche, il a progressé dans les hôpitaux, compensant ainsi le développement du temps partiel chez les titulaires.

La FPE reste de loin le plus gros employeur public : elle représente plus d'un emploi public sur deux, dont neuf sur dix relèvent des ministères, les autres dépendant

d'établissements publics nationaux à caractère administratif (EPA). L'Éducation nationale emploie un agent de l'État sur deux et représente deux tiers de la croissance des effectifs de l'État. Les transferts de mission des ministères à des EPA se traduisent au contraire par une diminution des effectifs de certains d'entre eux (Affaires étrangères, Équipement).

La croissance relativement mesurée de la FPE s'est accompagnée d'une progression de la part des emplois de catégorie A de plus en plus fréquemment tenus par des femmes. Cette féminisation accrue des emplois explique en partie la progression du temps partiel. Celle-ci est également liée au vieillissement des effectifs, plus accentué que dans le secteur privé et dans les deux autres fonctions publiques, et au développement des cessations progressives d'activité qui en est résulté.

Les trajectoires professionnelles : une analyse par cohorte

Malik Koubi

L'évolution des trajectoires professionnelles d'une cohorte à l'autre peut être décomposée en deux : l'effet de la cohorte elle-même, et l'effet de l'âge tel qu'il intervient en moyenne pour toutes les cohortes. Une telle décomposition est appliquée aux actifs du secteur privé.

Entre les générations 1954 et 1964, l'âge du premier emploi a reculé et la durée d'insertion s'est allongée : plus progressive, l'entrée dans la vie active s'effectue par des périodes de travail plus courtes et plus dispersées d'une cohorte à l'autre. Toutefois, la probabilité d'insertion ne diminue pas au fil des cohortes. Ces évolutions sont plus marquées pour les femmes que pour les hommes. En revanche, entre 30 et 50 ans, les femmes ont eu des carrières de plus en plus complètes au fil des générations. La contribution de ces dernières à la féminisation des emplois varie considérablement : les cohortes nées dans les années 1920 et 1950 ont, par exemple, davantage contribué à l'accroissement de l'emploi des femmes.

L'expérience demeure dans toutes les cohortes un atout majeur pour accéder aux postes d'encadrement. Cependant, l'accès au statut de cadre est plus ouvert dans certaines cohortes mieux placées que d'autres au regard des événements économiques. Par ailleurs, la promotion par le diplôme s'est partiellement substituée à la promotion à l'ancienneté, prédominante dans les générations antérieures à 1950. Les cohortes de femmes restent dans ce domaine moins favorisées que celles d'hommes.

Le commerce, les services aux particuliers ou aux entreprises sont des secteurs plus attractifs en début de carrière, surtout pour les hommes. La répartition des cohortes par secteur, très différenciée, reflète durablement le contexte conjoncturel des débuts de carrière de chaque génération. Enfin, l'effet de cohorte sur cette répartition est beaucoup plus marqué pour les femmes que pour les hommes, ce qui s'explique par leur mobilité intersectorielle plus faible.

Les carrières salariales par cohorte de 1967 à 2000

Malik Koubi

L'évolution des salaires individuels peut être décomposée en trois : les évolutions communes à toute l'économie (effet de date), celles liées au cycle de vie (effet d'âge) et celles propre à chaque cohorte (effet de

cohorte). L'effet de cohorte est mesuré par le salaire permanent, égal à la moyenne des salaires perçus par les individus appartenant à cette cohorte.

D'une cohorte à l'autre, le salaire permanent a augmenté jusqu'aux cohortes nées au début des années quarante, puis il a ensuite baissé jusqu'à la cohorte née en 1956. Depuis, la baisse de la rémunération annuelle perçue est principalement due à la baisse du nombre de jours travaillés par année et au développement des formes particulières d'emploi. Elle est beaucoup plus sensible chez les hommes que chez les femmes. Contrairement aux hommes, ces dernières continuent à bénéficier d'un effet de cohorte favorable.

Dans les générations nées après 1950, l'équilibre de naguère entre la progression du salaire avec l'âge et la rémunération des nouveaux entrants a été rompu. La

rémunération de ces générations en début de vie active s'est dégradée, mais ce recul a été compensé par une progression plus rapide en début de carrière.

Ce nouvel équilibre s'accompagne par ailleurs d'une différenciation plus grande des trajectoires individuelles au sein des cohortes. Ces divergences de parcours entre salariés concernent plus la progression des rémunérations que leur niveau. Alors que la dispersion des carrières salariales avait régulièrement diminué de la cohorte 1938 à la cohorte 1954, les itinéraires sont à nouveau de plus en plus différenciés depuis la cohorte 1956, arrivée sur le marché de l'emploi à la fin des « trente glorieuses ».

La mobilité intra-groupe des salariés : le poids de la proximité géographique et structurale

Sébastien Delarre et
Richard Duhautois

Les groupes sont composés d'entreprises ayant des liens financiers, chaque entreprise occupant une position spécifique au sein de sa structure. Un appariement de l'enquête *Liaisons financières* (Lifi) et du panel *Déclarations annuelles de données sociales* (DADS) permet d'observer et de quantifier la mobilité des salariés des groupes en France entre 1991 et 1999. Notamment, cette mobilité peut être replacée dans le cadre de l'analyse des marchés internes du travail : pour un salarié d'un groupe, le marché interne représente le marché

au sein de l'entreprise et le marché intra-groupe (mobilité entre entreprises du même groupe).

Toutefois, on constate que ce marché interne est constitué pour l'essentiel d'entreprises proches géographiquement (même département) et d'entreprises très voisines dans la structure du groupe. Ce résultat intervient quels que soient le secteur d'activité ou la taille de l'entreprise. Cependant, le rôle de la taille est non linéaire (on peut le représenter par une courbe en U).

Des lieux de travail de plus en plus variables et temporaires

Gilles Crague

Le travail s'exerce-t-il toujours de façon prédominante dans un lieu fixe déterminé ? La période récente a vu se développer des situations où l'exercice du travail nécessite de plus en plus de fréquenter des lieux variables et temporaires. Information dont la mention n'est pas obligatoire pour établir un contrat de travail, le lieu du travail est aussi absent des grandes enquêtes sur l'emploi. Pour appréhender les lieux où les actifs exercent leur travail, il faut alors se tourner vers une enquête portant sur les déplacements quotidiens (*Enquête Transports*).

Exercer son activité professionnelle sur un lieu qui n'est pas le lieu fixe habituel est loin de constituer une exception. Un actif sur quatre est concerné en 1993. Entre 1981 et 1993, cette situation de travail a connu une croissance importante dans la population active ayant un emploi. Travailler dans un lieu variable dépend de la

position hiérarchique du poste ou de la fonction du service dans lequel on travaille. Le type d'entreprise joue aussi (entreprise multifonctionnelle vs entreprise artisanale). Mais travailler dans un lieu variable est aussi et surtout lié au statut juridique du travailleur (indépendant vs salarié). Le travail sur un lieu variable ne relève pas seulement de la négociation ou de l'échange en face-à-face, mais consiste aussi de plus en plus à réaliser des tâches et des prestations. C'est cette forme de travail sur un lieu variable qui a connu la croissance la plus notable entre 1981 et 1993, comme le montre la montée spectaculaire du travail sur un lieu variable dans le groupe des ouvriers. La croissance du travail sur un lieu variable chez les ouvriers indique, en outre, que le développement du travail hors des locaux habituels de l'entreprise ne dépend pas exclusivement de celui des nouvelles technologies de l'information et de la communication.

The Economic Determinants of Entry into the Civil Service

Denis Fougère and
Julien Pouget

The civil service will be faced with a massive wave of retirement in the coming years, which could lead it to recruit large numbers of new staff. It is therefore essential to gain a clearer understanding of what makes the civil service an appealing body to work for. This paper sets out to explain the decision to enter the public sector by means of two of the main economic determinants, i.e. the risk of unemployment and the relative level of wages on offer in the public and private sectors. This type of study is warranted by the weight of the public sector in France (one in four employees) and its institutional particularities (competitive entrance examinations and job security).

The link between the large number of civil service competitive exam candidates and the main macroeconomic determinants is studied firstly at aggregate level. The drawing power of the public sector is cyclical and depends to a large extent on the business cycle. The rate of candidates increases significantly when the unemployment rate rises (especially for women and medium-ranking and junior staff positions). In addition, the wage differential positively influences the number of

applications for senior staff competitive exams (especially from men).

A simple choice-of-occupation model is then used to show that the level of education is a greater deciding factor in access to public sector jobs than in access to private sector jobs, but that wage yields on education are lower in the public sector. Having a father working in the public sector significantly increases the chances of entering public sector employment. The probability of applying to enter the civil service is extremely high for women and the less qualified. This finding can be explained by a high risk of unemployment, but more especially by the less attractive starting wage in the private sector. The probability of applying held steady at a very high level for the less qualified in the 1990s, while it followed the macroeconomic cycle for higher education graduates. The competitive exams are more selective in economic downturns. Paradoxically, the civil service can select better candidates when unemployment is high. Yet overall, the estimates show that the civil service had great drawing power in the 1990s.

Public Sector Employment and the Occupational Integration Paths Taken by Young People

Vanessa di Paola and
Stéphanie Moullet

An analysis of the role of public sector employment in the occupational integration of young people looks at the identities of the young people who enter this sector and evaluates the importance of this employer in their integration paths. Nine standard integration paths were constructed from a sample of 1998 school leavers who had at least one period of employment in the civil service in the three years following 1998. These paths give no indication of the role of public sector employment in access to tenured civil servant status and private sector open-ended employment contracts for this cohort. However, they do shed light on how these paths develop differently, especially for men and women. It is worth noting that the analysis covers an upbeat economic period when a massive number of government employment scheme jobs were created in the public sector to boost the employment of young people (public sector youth employment contracts were introduced in 1997).

The young women in this cohort found quick entry into the internal civil service market: they are higher in proportion and have a greater chance of becoming civil servants following basic training. Conversely, public sector employment more often comes later for the young men. More generally, a larger number of women

work a fairly long period in a public sector job, whereas there is a greater probability of the men's paths showing a dominant proportion of short-term contracts in the private sector, youth employment contracts and unemployment. The level of education also comes into play since there are more qualified women in the paths with swift integration into the public sector and more qualified men in the paths where the private sector dominates. Yet, independently of this distribution, the young people with periods in the public sector have higher levels of education. This classification also shows how much contractual public sector employment contributes to the occupational integration of young people. This type of employment does not always lead to an open-ended contract or civil servant status.

In addition to the classification, the probabilities of attaining civil servant status and securing an open-ended employment contract are estimated to gain an understanding of the role of short-term employment contracts in the public sector. For example, working on a short-term contract (for more than six months) increases the chances of securing a stable job in the public sector if, and only if, this job is in the public sector. A person on a short-term contract in the private sector stands less chance of becoming a civil servant.

Public Sector Employment Driven by the Local and Regional Authorities

Philippe Raynaud

From 1980 to 2001, public sector employment rose virtually twice as fast as total employment (23% versus 13%). This sharp growth occurred mainly in the local and regional authorities (+ 38%) and, to a lesser extent, in the state hospital sector (+ 28%), whereas State civil service employment rose at a similar rate to the labour force (+ 15%).

Over this period, untenured employment fell in the local and regional authorities, the civil service sector out of the three with the most staff in this category (one in five as at the end of 2001). Yet it rose in the hospitals, offsetting the growth in part-time tenured staff.

The State civil service remains by far the largest public sector employer with over half of all the public sector jobs, 90% of which are in the ministries with the rest in national public administrative establishments. State education employs half of the State civil servants and accounts for two-thirds of the growth in State staff numbers. However, the transfers of responsibilities from the ministries to the local and regional authorities have reduced staff levels in some ministries (foreign affairs and infrastructure).

The relatively moderate growth in State civil service employment went hand in hand with an increase in the proportion of senior positions, increasingly frequently held by women. This upturn in the number of women partially explains the rise in part-time work. It is also associated with staff ageing, more marked here than in the private sector and the other two civil service sectors, and the ensuing development of semi-retirement schemes.

Tenured Public Servant Mobility

Aline Pauron

The mobility of tenured public servants is studied from three points of view: geographic mobility (defined by a change of regional study and planning area (ZEAT) or department within a ZEAT), socio-economic mobility (change of socio-economic group) and structural mobility (change of ministry or service within a ministry). These definitions are fairly restrictive: geographic mobility does not include changes of establishment within a department, socio-economic mobility does not include changes of corps or rank within a socio-economic group, and structural mobility does not include a change of division within a ministerial department. Each type of mobility is measured as an annual rate for the years from 1989 to 2001.

annual rate of socio-economic mobility is approximately 3.5%. In nearly 90% of cases, this type of mobility relates to staff promotions. Structural mobility is in last place with a fairly erratic rate that fell from 2% in 1989 to 0.8% in 1996 before rising to 1.1% in 2000. In 90% of cases, this mobility concerned movements within ministries.

Geographic mobility is the most frequent, concerning an average 4.2% of staff every year. The Paris area accounts for the bulk of this mobility, which also concerns the south-eastern regions. Not including upgrading (from grade D to grade C and from primary school teacher to secondary school teacher), the

Geographic mobility concerns more particularly young people and senior staff. Socio-economic mobility concerns first and foremost women in or at the end of their careers and the intermediate teaching professions (upgrading of primary school teachers to secondary school teachers). Structural mobility, like geographic mobility, concerns more young people and certain grades (administrative management, intermediate administrative professions, police and prisons). These three types of mobility are linked: some movements may relate to two types of mobility at the same time. This is particularly the case with structural mobility: 43% of structural movements are also geographic moves.

Career Paths: a Cohort Analysis

Malik Koubi

The development of career paths from one cohort to the next can be looked at from two different angles: the effect of the cohort itself and the effect of the average age at a given point for all the cohorts. This breakdown is applied to private sector workers.

In all the cohorts, experience remained a major asset in terms of securing management positions. However, access to management status was more open in some cohorts due to a better economic climate. Moreover, promotion based on qualifications partially replaced seniority-based promotion, which was predominant in the generations prior to 1950. The female cohorts remained at a disadvantage in this area compared with the men.

The 1954 to 1964 generations secured their first job at a later age and took longer to become fully integrated into the world of work. This more gradual professional integration took the form of shorter and more dispersed periods of employment from cohort to cohort. Nevertheless, the probability of integration did not dwindle over the generations. These trends were more marked for women than for men. However, from 30 to 50 years old, women had increasingly full careers from one generation to the next. The contribution of these generations to increased female participation in employment varied considerably: the cohorts born in the 1920s and 1950s, for example, contributed more to the increase in female employment.

Trade, personal services and business services are more appealing sectors at the start of a career, especially for the men. The breakdown of cohorts by sector is highly dispersed and consistently reflects the economic situation at each generation's career start. The effect of the cohort on this breakdown is much stronger for the women than for the men, since they are less mobile between sectors.

Wage Paths by Cohort from 1967 to 2000

Malik Koubi

Individual wage growth can be broken down into three elements: growth common to the entire economy (date effect), growth linked to the lifecycle (age effect) and growth specific to each cohort (cohort effect). The cohort effect is measured by the permanent wage, which is equal to the average of the wages earned by the individuals in the cohort.

the downturn in annual remuneration has been mainly due to the decrease in the number of days worked per year and the development of atypical forms of employment. It is much more marked among men than women. Unlike the men, women continue to benefit from a positive cohort effect.

The permanent wage rose from cohort to cohort through to the generations born in the early 1940s. Then it fell through to the cohort born in 1956. Since,

The balance between age-related wage growth and the remuneration of new entrants disappeared for the generations born after 1950. These generations' starting wages were lower, but this downturn was offset by faster wage growth at the start of their careers.

This new balance is associated with greater differences between individual wage paths within each cohort. These differences concern more wage growth than level. While the spread of wage paths gradually nar-

rowed from the 1938 cohort to the 1954 cohort, paths started diverging again with the 1956 cohort, which arrived on the job market at the end of the post-war economic boom period.

Employee Mobility within a Group: the Weight of Geographic Proximity and Structural Similarities

Sébastien Delarre and
Richard Duhautois

Groups are made up of firms with financial links, where each firm occupies a specific place in the structure. A comparison of the Financial Links Survey (LIFI) with the DADS panel of annual payroll declarations by firms shows and quantifies the mobility of group employees in France from 1991 to 1999. This mobility can be placed in the context of an analysis of internal job markets: the internal market for a group employee is the

market within the company and within the group (mobility between firms of the same group).

We observe that this internal market is made up mainly of geographically close firms (in the same *département*) and structurally similar firms in the group. This finding holds regardless of the line of business and company size. However, the role of size is non-linear (it can be represented by a U curve).

Increasingly Variable and Temporary Workplaces

Gilles Crague

Do we always work mainly in a set place? Recent years have seen the development of situations whereby work has increasingly necessitated variable and temporary workplaces. The workplace does not have to be specified in an employment contract and it is also absent from the major employment surveys. A survey on daily travel (Transport Survey) is therefore used to get a picture of where workers work.

Working in a place that is not the usual set workplace is far from being the exception. One in four workers did this in 1993. From 1981 to 1993, this trend gained considerable ground among the employed labour force. The probability of working in variable workplaces

depends on hierarchical position and department worked in. The type of company also comes into play (multifunctional business versus craft business). Yet working in variable workplaces is also and most of all linked to the worker's legal status (self-employed versus employee). Workplaces vary not only for face-to-face meetings and talks, but also increasingly for specific tasks and services. This type of work in variable workplaces grew the most from 1981 to 1993, as shown by the spectacular rise in manual employees working in variable workplaces. This rise also suggests that the growth in work off the firm's usual premises does not depend solely on the development of the new information and communication technologies.

Die wirtschaftlichen Determinanten des Eintritts in den öffentlichen Dienst

Denis Fougère und
Julien Pouget

In den kommenden Jahren werden zahlreiche Bedienstete des öffentlichen Diensts in Rente gehen, sodass dieser gezwungen sein könnte, umfassende Neurekrutierungen vorzunehmen. In diesem Zusammenhang ist es wichtig, dass man besser versteht, was seine Attraktivität ausmacht. In diesem Artikel wird versucht, anhand von zwei der wichtigsten wirtschaftlichen Determinanten – Risiko der Arbeitslosigkeit und Vergleich der Entlohnung im öffentlichen und im privaten Sektor – zu erklären, was den Eintritt in den öffentlichen Dienst motiviert. Die Bedeutung, die dem öffentlichen Dienst in Frankreich zukommt (jeder vierte Arbeitnehmer), sowie seine speziellen institutionellen Mechanismen (Auswahlverfahren bei Eintritt, sicherer Arbeitsplatz) rechtfertigen eine solche Studie.

Die Beziehung zwischen einem Überangebot an Bewerbungen für die Auswahlverfahren des öffentlichen Diensts und den wichtigsten gesamtwirtschaftlichen Determinanten werden zunächst auf einer aggregierten Ebene untersucht. Die Attraktivität des öffentlichen Diensts hat einen zyklischen Charakter und hängt in hohem Maße von der Konjunktur ab. Die Anzahl der Bewerbungen nimmt erheblich zu, wenn die Arbeitslosigkeit steigt (insbesondere unter den Frauen und den Bewerbern für die Laufbahngruppen B und C). Ferner wirkt sich das Lohndifferenzial positiv auf die

Bewerbungen für die Auswahlverfahren der Laufbahngruppe A aus (vor allem bei den Männern).

Mit Hilfe eines einfachen Modells der Tätigkeitswahl wird danach aufgezeigt, dass das Bildungsniveau beim Zugang zu einer Beschäftigung im öffentlichen Dienst entscheidender ist als beim Zugang zu einer Beschäftigung in der Privatwirtschaft, dass aber auch die Lohnerträge der Bildung im öffentlichen Sektor geringer sind. Die Tatsache, dass ein Vater im öffentlichen Dienst beschäftigt ist, steigert die Chancen erheblich, in den öffentlichen Dienst übernommen zu werden. Die Wahrscheinlichkeit, sich um eine Stelle im öffentlichen Dienst zu bewerben, ist bei den Frauen und bei den weniger Qualifizierten sehr hoch. Bei diesen Personengruppen erklärt sich dieses Resultat durch ein hohes Arbeitslosigkeitsrisiko, aber noch mehr durch einen Anfangslohn, der im Privatsektor weniger attraktiv ist. In den 1990er Jahren ist die Wahrscheinlichkeit einer Bewerbung der weniger Qualifizierten sehr hoch, während sie bei den Hochschulabsolventen dem gesamtwirtschaftlichen Zyklus folgt. In Zeiten schlechter Konjunktur sind die Auswahlverfahren selektiver, sodass der Staat paradoxerweise bei hoher Arbeitslosigkeit die besten Kandidaten auswählen kann. Insgesamt belegen aber die Schätzungen, dass der öffentliche Dienst in den 1990er Jahren sehr attraktiv gewesen ist.

Beschäftigung im öffentlichen Dienst und Laufbahn der Eingliederung der Jugendlichen

Vanessa di Paola
und Stéphanie Moullet

Eine Analyse der Rolle, die die Beschäftigung im öffentlichen Sektor bei der Eingliederung der Jugendlichen spielt, zeigt, welche Jugendlichen diesen Sektor durchlaufen, und ermöglicht es, die Bedeutung dieses Arbeitgebers bei ihrer Eingliederung zu evaluieren. Anhand einer Stichprobe von Jugendlichen, die ihre Ausbildung 1998 abschlossen und in den darauffolgenden drei Jahren mindestens einmal für eine bestimmte Zeit im öffentlichen Dienst beschäftigt waren, werden neun Standardlaufbahnen zur Eingliederung erstellt. Diese Laufbahnen geben vorab zwar keine Auskunft darüber, welche Rolle eine zeitweilige Beschäftigung im öffentlichen Dienst beim Zugang zum Beamtenstatus oder zu einer unbefristeten Beschäftigung im Privatsektor für diese Kohorte spielt; sie verdeutlichen aber, dass diese Laufbahnen unterschiedlich vonstatten gehen, insbesondere zwischen Männern und Frauen. Festzuhalten ist allerdings, dass die Analyse sich auf einen Zeitraum bezieht, in dem die Konjunktur gut war und die Jugendlichen auch von der massiven Schaffung von Arbeitsplätzen im öffentlichen Dienst profitierten (die ABM-Maßnahmen für Jugendliche wurden 1997 eingeführt).

So haben die jungen Frauen dieser Kohorte rascher Zugang zum internen Arbeitsmarkt des öffentlichen Diensts: sie sind in der Überzahl und haben mehr Chancen, nach der Erstausbildung verbeamtet zu werden. Dagegen haben die jungen Männer öfter Werdegänge, bei denen sie erst spät in den öffentlichen Dienst eintre-

ten. In der Regel verbringen eher die Frauen eine recht lange Zeit im öffentlichen Dienst, während bei den Männern die Wahrscheinlichkeit größer ist, dass in ihren Laufbahnen ein befristeter Arbeitsvertrag im Privatsektor, eine ABM-Maßnahme oder die Arbeitslosigkeit dominiert. Zu diesem Effekt kommt noch das Qualifikationsniveau hinzu, da bei der raschen Eingliederung im öffentlichen Dienst mehr qualifizierte Frauen und im Privatsektor mehr qualifizierte Männer anzutreffen sind. Unabhängig von dieser Verteilung haben aber die Jugendlichen, die den öffentlichen Dienst durchlaufen, eine höhere Qualifikation. Diese Typologie zeigt auch, welchen Platz die vorübergehende Beschäftigung im öffentlichen Dienst bei der Eingliederung der Jugendlichen einnimmt, da ein solcher Arbeitsplatz nicht immer zu einem unbefristeten Vertrag oder zur Verbeamtung führt.

Über den Erhalt dieser Typologie hinaus gibt die Schätzung der Wahrscheinlichkeit, einerseits verbeamtet zu werden und andererseits einen unbefristeten Arbeitsvertrag zu erhalten, Aufschluss über die Rolle, die eine befristete Beschäftigung im öffentlichen Dienst spielt. So erhöht nur eine befristete Beschäftigung (über sechs Monate) im öffentlichen Sektor die Chancen, später in den öffentlichen Dienst übernommen zu werden. Bei einer Berufserfahrung im Rahmen eines befristeten Arbeitsvertrags im Privatsektor sinken dagegen die Chancen, später verbeamtet zu werden.

Mobilität der Beamten des Staats

Aline Pauron*

Die Mobilität der Beamten des Staats wird unter drei Gesichtspunkten analysiert: geographische Mobilität

(definiert als Wechsel des Forschungs- und Raumordnungsgebiets oder als Wechsel des Departements

innerhalb des Forschungs- und Raumordnungsgebiets), kategoriale Mobilität (Wechsel der sozioprofessionellen Gruppe) und strukturelle Mobilität (Wechsel des Ministeriums oder der Abteilung eines Ministeriums). Diese Definitionen sind recht restriktiv: die geographische Mobilität berücksichtigt nicht den Wechsel der Behörde innerhalb ein und desselben Departements; der Wechsel des Korps oder des Amtes innerhalb ein und derselben sozioprofessionellen Gruppe wird außer Acht gelassen (kategoriale Mobilität); das Gleiche gilt für den Wechsel der Abteilung innerhalb eines Ministeriums (strukturelle Mobilität). Für jede Art von Mobilität wird zwischen 1989 und 2001 die jährliche Quote gemessen.

Die geographische Mobilität ist die bedeutendste; denn hiervon sind jährlich im Schnitt 4,2 % der Bediensteten betroffen. Die Pariser Region bildet das Zentrum dieser Mobilität, die im Übrigen in Richtung der süd- und westfranzösischen Regionen erfolgt. Bei Nichtberücksichtigung der Neueinstufungen (Übernahme von Bediensteten der Laufgruppe D in die Laufbahngruppe C und Beförderung der Grundschullehrer) liegt die Quote der jährlichen kategorialen Mobilität bei 3,5 %.

Diese Art von Mobilität ist in fast neun von zehn Fällen eine Folge der Beförderung der Bediensteten. Die strukturelle Mobilität folgt an letzter Stelle: ihre Quote ist recht schwankend und fiel von 2 % im Jahre 1989 auf 0,8 % im Jahre 1996, um danach wieder auf 1,1 % im Jahre 2000 zu steigen. In neun von zehn Fällen handelt es sich um Versetzungen innerhalb der Ministerien.

Von der geographischen Mobilität sind besonders die jungen Bediensteten und die Führungskräfte der Laufbahngruppe A betroffen. Die kategoriale Mobilität betrifft hauptsächlich Frauen während oder am Ende ihrer Laufbahn sowie die Bediensteten der mittleren Ebene (Beförderung der Grundschullehrer). Die strukturelle Mobilität ist wie die geographische Mobilität eher bei Jugendlichen und bestimmten Kategorien anzutreffen (Führungskräfte der Verwaltung sowie Berufe der mittleren Ebene in der Verwaltung, bei der Polizei und in den Haftanstalten). Diese drei Arten von Mobilität hängen miteinander zusammen: bestimmte Bewegungen können gleichzeitig zwei Arten von Mobilität betreffen. Dies gilt vor allem bei der strukturellen Mobilität: bei 43 % der Fälle dieser Mobilität handelt es sich auch um eine geographische Mobilität.

Der öffentliche Dienst der Gebietskörperschaften ist verantwortlich für die Zunahme der Beschäftigung im öffentlichen Sektor

Philippe Raynaud

Zwischen 1980 und 2001 nahm die Beschäftigung im öffentlichen Dienst fast zweimal so rasch zu wie die Gesamtbeschäftigung (23 % gegenüber 13 %). Dieser starke Anstieg ist hauptsächlich auf den öffentlichen Dienst der Gebietskörperschaften (+ 38 %) und in geringerem Maße auf den öffentlichen Dienst der Gesundheitsversorgung (+ 28 %) zurückzuführen, während der staatliche öffentliche Dienst im gleichen Rhythmus wie die erwerbstätige Bevölkerung wuchs (+ 15 %).

In diesem Zeitraum ging die Beschäftigung der nicht verbeamteten Bediensteten im öffentlichen Dienst der Gebietskörperschaften zurück, d. h. in demjenigen der drei öffentlichen Dienste, der die meisten Personen dieser Kategorie beschäftigt (Ende 2001 jeder fünfte). Dagegen nahm sie in den Krankenhäusern zu, was den Anstieg der Teilzeitbeschäftigung unter den verbeamteten Bediensteten kompensierte.

Der staatliche öffentliche Dienst ist nach wie vor der bei weitem größte öffentliche Arbeitgeber: auf ihn entfällt mehr als jeder zweite öffentliche Arbeitsplatz; neun von

zehn davon sind in den Ministerien angesiedelt, während die anderen von den öffentlich-rechtlichen Verwaltungseinrichtungen abhängen. Jeder zweite staatliche Beamte ist im Bildungswesen beschäftigt, auf den zwei Drittel der Zunahme der staatlichen Bediensteten entfallen. Die Übertragung von Aufgaben der Ministerien auf öffentlich-rechtliche Verwaltungseinrichtungen führt dagegen zu einem Rückgang der Beschäftigten in bestimmten Ministerien (Ministerium für auswärtige Angelegenheiten, Ministerium für Infrastruktur).

Das vergleichsweise moderate Wachstum des staatlichen öffentlichen Diensts ging mit einem Anstieg der Anzahl Bediensteten der Laufbahngruppe A einher, der immer mehr Frauen angehört. Diese zunehmende Feminisierung der Beschäftigung ist teilweise auf die größere Verbreitung der Teilzeitbeschäftigung zurückzuführen. Ausschlaggebend ist auch die Alterung der Bediensteten, die hier ausgeprägter als im Privatsektor und in den beiden anderen öffentlichen Diensten ist, sowie die Zunahme des damit verbundenen schrittweisen Ausscheidens aus dem öffentlichen Dienst.

Die Berufslaufbahnen: eine Analyse nach Kohorte

Malik Koubi

Die Entwicklung der Berufslaufbahnen zwischen zwei Kohorten kann in zwei Komponenten unterteilt werden: den Effekt der Kohorte und den Effekt des Alters, wie er im Schnitt bei sämtlichen Kohorten zum Tragen kommt. Eine solche Zerlegung wird bei den Erwerbstätigen des Privatsektors vorgenommen.

Zwischen den Generationen von 1954 und 1964 ist das Alter der Erstbeschäftigung zurückgegangen und hat sich die Dauer der Eingliederung verlängert: der Eintritt ins Berufsleben, die schrittweiser erfolgt, umfasst kürzere und von einer Kohorte zur anderen unterschiedlichere Arbeitsperioden. Allerdings nimmt die Wahrscheinlichkeit einer Eingliederung bei den aufeinanderfolgenden Kohorten nicht ab. Diese Entwicklungen sind bei Frauen ausgeprägter als bei Männern. Zwischen dem 30. und 50. Lebensjahr haben die

Frauen im Laufe der Generationen allerdings komplettere Laufbahnen absolviert. Der Beitrag der Frauen zur Feminisierung der Arbeitsplätze schwankt beträchtlich: so haben beispielsweise die in den 1920er und 1950er Jahren geborenen Kohorten mehr zur Zunahme der Beschäftigung von Frauen beigetragen.

Bei sämtlichen Kohorten ist die Erfahrung nach wie vor ein wichtiger Faktor beim Zugang zu Führungspositionen. Allerdings ist der Zugang zum Status Führungskraft bei bestimmten Kohorten, die im Hinblick auf die wirtschaftlichen Ereignisse besser platziert sind, offener. Ferner hat die Beförderung nach Diplomen die Beförderung nach dem Alter, die in den Generationen vor 1950 vorherrschte, teilweise abgelöst. In dieser Hinsicht sind die Kohorten von Frauen benachteiligter als die Männer.

Der Handel sowie die Dienstleistungen für Privatpersonen oder Unternehmen sind zu Beginn der Laufbahn attraktiver, vor allem für Männer. Die Aufteilung der Kohorten nach Sektor, die sehr unterschiedlich ist, spiegelt stets den konjunkturellen Kontext wider, der zu

Beginn der Laufbahn einer jeden Generation vorherrscht. Der Kohorteneffekt auf diese Aufteilung ist bei den Frauen schließlich viel ausgeprägter als bei den Männern, was auf deren geringere intersektorale Mobilität zurückzuführen ist.

Lohnentwicklung nach Kohorten zwischen 1967 und 2000

Malik Koubi

Die Entwicklung der individuellen Löhne lässt sich in drei Komponenten untergliedern: Entwicklungen in der gesamten Wirtschaft (Zeiteffekt), Entwicklungen im Zusammenhang mit dem Lebenszyklus (Alterseffekt) und Entwicklungen in jeder Kohorte (Kohorteneffekt). Der Kohorteneffekt wird anhand des ständigen Lohns gemessen, der dem Durchschnitt der Löhne entspricht, den die Individuen einer Kohorte bezogen haben.

In den nach 1950 geborenen Generationen wurde das einstige Gleichgewicht zwischen altersbedingtem Lohnanstieg und Entlohnung der neu hinzugekommenen Generationen gebrochen. Die Entlohnung dieser Generationen zu Beginn ihres Erwerbslebens hat sich verschlechtert, aber dieser Rückgang wurde durch eine raschere Progression zu Beginn der Laufbahn ausgeglichen.

In den einzelnen Kohorten nahm der ständige Lohn bis zu den Kohorten zu, die Anfang der vierziger Jahre geboren wurden, und ging dann bis zu der 1956 geborenen Kohorte zurück. Seitdem ist der Rückgang des Jahreslohns hauptsächlich auf die Abnahme der Anzahl der jährlich gearbeiteten Tage und das Aufkommen besonderer Beschäftigungsformen zurückzuführen. Bei den Männern ist er spürbarer als bei den Frauen. Im Gegensatz zu den Männern ist der Kohorteneffekt der Frauen weiterhin günstig.

Dieses neue Gleichgewicht geht im Übrigen mit einer größeren Differenzierung der individuellen Laufbahnen innerhalb der Kohorten einher. Diese zwischen Arbeitnehmern unterschiedlichen Laufbahnen betreffen stärker den Anstieg des Lohns als deren Höhe. Während die Streuung der Lohnentwicklungen von der Kohorte 1938 bis zur Kohorte 1954 regelmäßig abgenommen hatte, sind die Werdegänge seit der Kohorte 1956, die Ende der «glorreichen Dreißiger» auf den Arbeitsmarkt kamen, erneut zunehmend differenzierter.

Mobilität der Arbeitnehmer innerhalb eines Konzerns: Einfluss der geographischen und strukturellen Nähe

Sébastien Delarre und Richard Duhautois

Konzerne setzen sich aus Unternehmen zusammen, die finanziell miteinander verbunden sind, wobei jedes Unternehmen innerhalb der Konzernstruktur eine besondere Position einnimmt. Die Erhebung *finanzielle Beziehungen* (Lif) und das Panel *Jahreserklärung der Sozialdaten* (DADS) ermöglichen es gemeinsam, die Mobilität der Arbeitnehmer von Konzernen in Frankreich zwischen 1991 und 1999 zu beobachten und zu quantifizieren. Diese Mobilität kann insbesondere im Rahmen der Analyse der internen Arbeitsmärkte betrachtet werden: für einen Arbeitnehmer eines Konzerns stellt der interne Markt den Markt innerhalb des Unternehmens und innerhalb des Konzerns dar (Mobi-

lität zwischen Unternehmen ein und desselben Konzerns).

Allerdings ist festzustellen, dass dieser interne Markt im Wesentlichen aus Unternehmen, die geographisch nahe beieinander liegen (im gleichen Departement), und Unternehmen, die sehr ähnliche Strukturen im Konzern haben, besteht. Zu diesem Ergebnis gelangt man unabhängig vom Tätigkeitsbereich oder von der Unternehmensgröße. Allerdings spielt die Größe keine lineare Rolle (man kann sie mit einer U-Kurve veranschaulichen).

Zunahme der variablen und vorübergehenden Arbeitsorte

Gilles Crague

Wird der Beruf immer vorwiegend an ein und demselben Arbeitsort ausgeübt? In jüngster Zeit mehrten sich Situationen, in denen zur Ausübung des Berufs immer häufiger unterschiedliche und vorübergehende Arbeitsplätze erforderlich sind. Eine Information, die im Arbeitsvertrag nicht zwingend anzugeben ist. Auch bei den großen Beschäftigungserhebungen bleibt der Arbeitsort unberücksichtigt. Um die Orte, an denen die Erwerbstätigen ihrer Beschäftigung nachgehen, ermitteln zu können, muss man deshalb eine Erhebung über den täglichen Transport heranziehen (*Transporterhebung*).

Die Ausübung des Berufs an einem Ort, der nicht der übliche Arbeitsplatz ist, stellt alles andere als eine Ausnahme dar. 1993 war jeder vierte Erwerbstätige hiervon betroffen. Zwischen 1981 und 1993 hat diese Situation unter den Erwerbstätigen erheblich zugenommen. Ob der Beruf an verschiedenen Orten ausgeübt wird, hängt von der hierarchischen Stellung oder der Funktion der

betreffenden Abteilung ab. Auch die Art des Unternehmens spielt eine Rolle (multifunktionales Unternehmen oder Handwerksbetrieb). Ausschlaggebend ist aber auch und vor allem der rechtliche Status des Erwerbstätigen (Selbständiger oder Arbeitnehmer). Die Ausübung des Berufs an unterschiedlichen Orten dient nicht nur dem Führen von Verhandlungen oder Pflegen von Kontakten, sondern auch immer mehr der Durchführung von Arbeiten und Erbringung von Dienstleistungen. Diese Arbeitsform an unterschiedlichen Orten hatte im Zeitraum von 1981 bis 1993 ihren größten Zuwachs zu verzeichnen, wie dies der spektakuläre Anstieg der Berufsausübung von Arbeitern an unterschiedlichen Orten zeigt. Dass immer mehr Arbeiter ihrem Beruf an unterschiedlichen Orten nachgehen, verdeutlicht ferner, dass die zunehmende Berufsausübung außerhalb der üblichen Unternehmensräume nicht nur eine Erscheinung der neuen Informations- und Kommunikationstechnologien ist.

Los determinantes económicos de la entrada en la función pública

Denis Fougère y
Julien Pouget

En los próximos años la función pública sufrirá unas jubilaciones masivas de ciertos de sus agentes. Es probable que deba hacer fuertes reclutamientos. Dentro de este contexto, es esencial tratar de comprender lo que hace su atractividad. En este artículo, intentamos explicar la decisión de entrar en el sector público por dos de los principales determinantes económicos, o sea el riesgo de paro y el nivel relativo de los salarios propuestos en el sector público y privado. La importancia del sector público en Francia (uno de cada cuatro asalariados) así como los mecanismos institucionales específicos que lo rigen (oposiciones, seguridad de empleo) justifican un estudio de este tipo.

La relación entre el exceso de candidaturas a las oposiciones de la función pública y los principales determinantes macroeconómicos se analiza aquí primero a un nivel agregado. La atractividad del sector público tiene un carácter cíclico y depende mucho de la coyuntura económica. La tasa de candidatura crece fuertemente cuando la tasa de paro aumenta (sobre todo para las mujeres y los cuerpos de categoría B y C). Además, el diferencial de salario influye de manera positiva en las candidaturas a los concursos de categoría A (y especialmente en las de los varones).

Valiéndonos de un modelo sencillo de opción de actividad, mostramos también que el nivel de educación es mayor para el acceso a los empleos del sector público que para el acceso a los empleos del sector privado. El hecho de tener un padre asalariado del sector público aumenta mucho las posibilidades de acceso al empleo público. La probabilidad de ser candidato a la entrada en la función pública es muy alta entre las mujeres y entre los menos diplomados. Para estas categorías, este resultado se explica por un fuerte riesgo de paro y más que todo por un salario de inicio de carrera menos atractivo en el sector privado. Esta probabilidad de candidatura se ha mantenido a un nivel muy alto en los años noventa para los menos diplomados, y ha seguido el macroeconómico para los diplomados de la enseñanza superior. Las oposiciones son más selectivas en un periodo de mala coyuntura económica: paradójicamente, éstas le permiten al Estado seleccionar mejores candidatos cuando el paro es alto. Pero al fin y al cabo, las estimaciones muestran que durante los noventa, la función pública ha sido muy atractiva.

El empleo público y las trayectorias de inserción de los jóvenes

Vanessa di Paola y
Stéphanie Moullet

Analizar el papel del empleo en el sector público para la inserción de los jóvenes permite mostrar con más evidencia quienes son aquellos jóvenes que pasan por este sector, y valorar la importancia de este empleador en la trayectoria de inserción de los jóvenes. Basándonos en una muestra de jóvenes que salieron del sistema escolar en 1998 y tuvieron al menos un episodio de empleo en la función pública en los tres años siguientes, hemos elaborado nueve categorías de trayectoria de inserción. Si bien esas trayectorias no permiten juzgar el papel del paso por el empleo en el sector público sobre el acceso a un estatuto de funcionario titular o a un contrato indefinido del sector privado para esta cohorte, pueden sin embargo mostrar cómo esos itinerarios se elaboran de manera muy distinta, en especial para los hombres y las mujeres. Notaremos también que el análisis abarca un periodo de buena coyuntura económica en la que el empleo de los jóvenes se ha beneficiado además de las creaciones masivas de empleos ayudados en el sector público (los empleos jóvenes fueron creados en 1997).

Las mujeres de esta cohorte acceden rápidamente al mercado interno de la función pública: en proporción son más numerosas que los hombres y tienen más oportunidades de acceder al estatuto de funcionario después de la formación inicial. A la inversa, los hombres tienen más a menudo unas trayectorias en las que el empleo público es tardío. Así que las trayectorias

marcadas por un paso bastante largo por el empleo público son más femeninas, mientras que los hombres tienen una mayor probabilidad de pertenecer a unas trayectorias cuyo estado dominante es el contrato temporal del sector privado, el empleo joven o el paro. A ello se añade el nivel de calificación ya que hay más mujeres diplomadas en las trayectorias de inserción rápida en el sector público, más hombres diplomados en aquellas en las que domina el sector privado. Pero aparte de este reparto, los jóvenes cuyas trayectorias pasan por el sector público tienen unos niveles de calificación superiores. Esta tipología muestra igualmente el papel que juega el empleo en el sector público contractual en la inserción de los jóvenes, aunque este empleo no siempre desemboque en un contrato indefinido o en un estatuto de funcionario.

Aparte de la tipología obtenida, la estimación de las probabilidades de acceso al estatuto de funcionario por una parte, y a un contrato indefinido por otra parte, permite valorar el papel del empleo en contrato temporal en el sector público: el pasar por un empleo anterior en contrato temporal (de más de 6 meses) aumenta las posibilidades de estabilizarse en el sector público, pero sólo si este empleo se ha realizado en el sector público. Una experiencia de empleo en contrato indefinido en el sector privado tiene en cambio menos probabilidad de desembocar en el estatuto de funcionario

La función pública territorial dinamiza el empleo público

Philippe Raynaud

Entre 1980 y 2001, el empleo público ha aumentado casi dos veces más rápido que el empleo total (un 23 % contra un 13 %). Este fuerte crecimiento descansa en la mayor parte en la función pública territorial (FPT)

(+ 38 %) y algo menos en la función pública hospitalaria (FPH) (+ 28 %), cuando la función pública del Estado (FPE) aumentaba según un ritmo cercano al de la población activa (+ 15 %).

En este período, el empleo de los no titulares ha bajado en la FPT – entre las tres funciones públicas ésta es la que contabiliza el mayor número de agentes de esta categoría (uno de cada cinco a finales de 2001). En cambio, ha aumentado en los hospitales para compensar en parte el desarrollo del tiempo parcial entre los titulares.

La FPE sigue siendo el mayor empleador público : representa más de uno de cada dos empleos públicos : nueve de cada diez se deben a los ministerios, los demás dependen de establecimientos públicos nacionales a carácter administrativo (EPA). La Educación nacional emplea un agente del Estado de cada dos y representa los dos tercios del crecimiento de las plantillas del Estado. Las transferencias de misión de los

ministerios a los EPAs se traducen al contrario por una disminución de las plantillas de algunos de ellos (asuntos exteriores, fomento).

El crecimiento bastante limitado de la FPE ha ido a la par con un aumento de la cuota de los empleos de categoría A, que las mujeres ocupan con mayor frecuencia. Esta feminización acrecentada de los empleos explica en parte la progresión del tiempo parcial. Esta está relacionada también con el envejecimiento de las plantillas, mayor que en el sector privado y entre las otras dos funciones públicas, y con el desarrollo de las cesaciones progresivas de actividad.

La movilidad de los agentes titulares del Estado

Aline Pauron

La movilidad de los agentes titulares del Estado se estudia según tres enfoques : movilidad geográfica (definida por un cambio de zona de estudio y de ordenación del territorio (Zeat) o de departamento de función dentro de una misma Zeat), movilidad categorial (cambio de categoría socioprofesional) y movilidad estructural (cambio de ministerio o de servicio dentro de un mismo ministerio). Estas definiciones son bastante restrictivas : la movilidad geográfica no da cuenta de los cambios de establecimiento dentro de un mismo departamento, no se retiene el cambio de cuerpo o de grado dentro de una misma categoría socioprofesional (movilidad categorial), ni tampoco el cambio de dirección dentro de un mismo departamento ministerial (movilidad estructural). Cada tipo de movilidad se mide cada año en tasa anual entre 1989 y 2001.

La movilidad geográfica es la más importante : afecta en un promedio cada año a un 4,2 % de los agentes. La región Île-de-France es el polo de esos cambios, orientados hacia las regiones del Oeste y del Sur. Si no se contabilizan las rehabilitaciones categoriales (agentes de categoría D en categoría C y maestros en profesores), la tasa de movilidad categorial anual se sitúa alre-

dedor de un 3,5 %. Este tipo de movilidad afecta en nueve de cada diez casos a unos movimientos debidos a la promoción de los agentes. La movilidad estructural, en fin, se sitúa en el último puesto : su tasa bastante fluctuante bajó del 2 % en 1989 a un 0,8 % en 1996 para alcanzar un 1,1 % en 2000. En nueve de cada diez casos, se trata de movimientos internos a ministerios.

La movilidad geográfica afecta en especial a los jóvenes y a los cuadros A. La movilidad categorial concierne ante todo a las mujeres durante o al final de su carrera y a las profesiones intermediarias de la enseñanza (rehabilitación de los maestros en profesores de las escuelas). En fin, la movilidad estructural, así como la movilidad geográfica, se debe más bien a los jóvenes y a ciertas categorías (cuadros administrativos y profesiones intermediarias administrativas, de policía y de cárceles). Estos tipos de movilidad están relacionados entre sí : algunos movimientos pueden remitir al mismo tiempo a dos tipos de movilidad. Es ante todo el caso de las movilidades estructurales : el 43 % de los movimientos de este tipo son también unas movilidades geográficas.

Las trayectorias profesionales : un análisis por cohorte

Malik Koubi

La evolución de las trayectorias profesionales de una cohorte a otra puede repartirse según el efecto de la cohorte misma y según el efecto de la edad tal y como ésta interviene para todas las cohortes. Semejante reparto se aplica aquí a los individuos activos del sector privado.

Entre las generaciones 1954 y 1964, la edad del primer empleo ha ido aumentando y se ha alargado la duración de inserción : de manera más paulatina, la entrada en la vida activa se lleva a cabo según unos periodos laborales más breves y más dispersos de una cohorte a otra. Sin embargo, la probabilidad de inserción no va disminuyendo entre las cohortes. En cambio, entre los 30 y los 50, las mujeres han tenido unas carreras más completas de una generación a otra. La contribución de éstas a la feminización de los empleos varía fuertemente : aquellas cohortes nacidas en los años 1920 y 1950 han contribuido más que las otras al aumento del empleo de las mujeres.

La experiencia es todavía en todas las cohortes una baza para el acceso a los puestos de responsabilidad. Sin embargo, el acceso al estatuto de ejecutivo queda más abierto para aquellas cohortes, mejor situadas respecto a los acontecimientos económicos. Por otra parte, la promoción por el diploma se ha ido sustituyendo a la promoción por la antigüedad, la cual predomina entre las generaciones anteriores a 1950. Las cohortes de mujeres siguen siendo menos favorecidas que las de hombres.

El comercio, los servicios a los particulares o a las empresas son unos sectores más atractivos al principio de la carrera, sobre todo entre los hombres. El reparto de las cohortes por sector, muy diferenciado, es una imagen pertinaz del contexto coyuntural de los principios de carrera de cada generación. En fin, el efecto de cohorte sobre este reparto queda más fuerte para las mujeres que para los hombres, lo que se explica por una movilidad intersectorial menor.

Las carreras salariales por cohorte de 1967 a 2000

Malik Koubi

La evolución de los salarios individuales puede repar- tirse según las evoluciones comunes a toda la econo-

mía (efecto de fecha), según las relacionadas al ciclo de vida (efecto de edad) y las propias de cada cohorte

(efecto de cohorte). El efecto de cohorte se mide por el salario permanente, el cual corresponde a la media de los salarios percibidos por los individuos que pertenecen a dicha cohorte.

De una cohorte a otra, el salario permanente aumentó hasta las cohortes nacidas al principio de los años cuarenta, y bajó hasta la cohorte nacida en 1956. Después, la baja de la remuneración anual percibida se debe esencialmente a la baja del número de días trabajados al año y al desarrollo de las formas particulares de empleo. Es mucho más fuerte entre los hombres que entre las mujeres. Al contrario de los hombres, estas siguen beneficiándose de un efecto de cohorte favorable.

Entre las generaciones nacidas después de 1950, se ha roto el equilibrio de antes entre la progresión del salario

con la edad y la remuneración de los nuevos entrantes. La remuneración de estas generaciones al principio de la vida activa se ha degradado, pero este retroceso se ha compensado por una progresión más rápida al principio de la carrera.

Este nuevo equilibrio va a la par por otra parte con una diferenciación mayor de las trayectorias individuales dentro de las cohortes. Estas divergencias de recorrido entre asalariados afectan más a la progresión de las remuneraciones que a su nivel. Cuando la dispersión de las carreras salariales había ido disminuyendo con regularidad desde la cohorte 1938 hasta la cohorte 1954, los itinerarios van diferenciándose cada vez más desde la cohorte 1956, la cual llegó al mercado laboral a finales de los « treinta gloriosos ».

La movilidad de los asalariados dentro de un mismo grupo de empresas : el peso de la proximidad geográfica y de estructura

Sébastien Delarre y
Richard Duhautois

Los grupos se componen de empresas que tienen vínculos financieros, ocupando cada empresa un puesto específico dentro de la estructura del grupo. Un cotejo de la encuesta Relaciones financieras (Lifi) y del panel Declaraciones anuales de datos sociales (DADS) permite observar y cuantificar la movilidad de los asalariados de los grupos en Francia entre 1991 y 1999. Entre otros aspectos, esta movilidad puede integrarse en el ámbito del análisis de los mercados laborales internos : para un asalariado de un grupo, el mercado interno representa el mercado dentro de la empresa y el mer-

cado dentro del grupo (movilidad entre empresas de un mismo grupo).

Sin embargo, queda patente que ese mercado interno se constituye en lo esencial de unas empresas geográficamente cercanas (mismo departamento) y de empresas muy parecidas dentro de la estructura del grupo. Este resultado se da sea el que sea el sector de actividad o el tamaño de la empresa. Con todo, no es lineal el papel del tamaño (se puede representar por una curva en U).

Unos lugares laborales cada vez más variables y temporarios

Gilles Crague

¿ Se sigue realizando el trabajo de modo predominante en un lugar fijo ? En un periodo reciente se han desarrollado unas situaciones laborales en las que la realización del trabajo implica el estar en unos lugares variables y temporarios. Información cuya mención no es obligatoria para establecer un contrato laboral, el lugar de trabajo también es ausente de las grandes encuestas sobre el empleo. Para conocer los lugares en los que los activos realizan su trabajo, es necesario remitirse a una encuesta sobre los viajes cotidianos (Encuesta Transportes).

El ejercer su actividad profesional en un lugar que no es el lugar fijo habitual no es ni mucho menos una excepción. Uno de cada cuatro activos lo hace en 1993. Entre 1981 y 1993, esta situación laboral tiene un crecimiento fuerte entre la población activa con empleo.

Trabajar en un lugar variable depende de la posición jerárquica del puesto o de la función del servicio en el que se trabaja. El tipo de empresa también cuenta (empresa multifuncional vs empresa artesanal). Pero el trabajar en un lugar variable se relaciona también y sobre todo con el estatuto jurídico del trabajador (independiente vs asalariado). El trabajo en un lugar variable no sólo es lo propio de la negociación o del intercambio entre individuos, sino que consiste cada vez más en realizar tareas y prestaciones. Esta forma de trabajo en un lugar variable es la que ha tenido el crecimiento más fuerte entre el grupo de los operarios. El crecimiento del trabajo en un lugar variable entre los operarios indica además que el desarrollo del trabajo fuera de los locales de la empresa no depende sólo del de las nuevas tecnologías de la información y de la comunicación.

Économie et Statistique

Numéro 369-370 - 2003

Un Conseil scientifique pour la revue

Économie et Statistique a instauré, depuis plus de dix ans, un système rigoureux de publications soumises au jugement anonyme d'un réseau de rapporteurs, experts et scientifiques. Notre revue s'est ainsi rapprochée du fonctionnement des revues scientifiques. Dans cet esprit, elle a accueilli de nombreux auteurs extérieurs à la statistique publique. Cette ouverture et la qualité des travaux des statisticiens et économistes du système statistique public, jugés selon les mêmes règles, ont placé *Économie et Statistique* dans une position respectée parmi les revues françaises en sciences économiques et sociales.

Afin de parachever cette évolution, *Économie et Statistique* se dote maintenant d'un Conseil scientifique formé de personnalités reconnues dans leurs domaines de spécialité. Ce Conseil fera un bilan annuel des articles publiés et conseillera le rédacteur en chef sur les inflexions éventuelles à apporter à la politique éditoriale et sur les domaines à aborder par les futurs numéros.

Le Directeur Général de l'Insee
Jean-Michel CHARPIN