



HAL
open science

Passé professionnel et sécurité des trajectoires. Une exploitation de l'enquête FQP de 2003

Mireille Bruyère, Laurence Lizé

► **To cite this version:**

Mireille Bruyère, Laurence Lizé. Passé professionnel et sécurité des trajectoires. Une exploitation de l'enquête FQP de 2003. 2008. halshs-00305415

HAL Id: halshs-00305415

<https://shs.hal.science/halshs-00305415v1>

Submitted on 24 Jul 2008

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

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



Passé professionnel et sécurité des trajectoires.

Une exploitation de l'enquête FQP de 2003

Mireille BRUYERE, Laurence LIZE

2008.44



CENTRE NATIONAL
DE LA RECHERCHE
SCIENTIFIQUE

Passé professionnel et sécurité des trajectoires

Une exploitation de l'enquête FQP de 2003

Mireille BRUYÈRE

LIRHE-CNRS

Université des Sciences Sociales Toulouse 1

bruyere@univ-tlse1.fr

Laurence LIZÉ

Centre d'Économie de la Sorbonne-Matisse

UMR 8174 (CNRS - Université de Paris 1)

Laurence.Lize@univ-paris1.fr

Ce travail propose d'analyser la sécurité des parcours professionnels selon les trois critères définis par le CERC (2005) : la stabilité de l'emploi (rester dans le même emploi), la sécurité de l'emploi (reprise d'emploi rapide après une mobilité externe) et la sécurité des revenus (maintenir ou augmenter ses revenus). Nous cherchons à vérifier si les caractéristiques de l'emploi occupé sont des facteurs plus importants que ne le sont les variables individuelles classiques pour expliquer ces trois critères à partir de l'enquête Formation et Qualification Professionnelle de l'INSEE (FQP 2003). Nos résultats font ressortir que les variables d'emploi sont les plus importantes pour expliquer la stabilité de l'emploi et la sécurité des revenus. En revanche, les variables individuelles comme l'âge et le diplôme deviennent au moins aussi déterminantes que les caractéristiques du dernier emploi occupé pour expliquer la reprise rapide d'un emploi après une mobilité externe. Ces résultats éclairent le débat sur la « flexicurité » dont sa réussite serait fondée sur une forte implication individuelle des salariés dans la construction de leurs parcours professionnels.

Mots clés : mobilité professionnelle, sécurité des trajectoires, caractéristiques de l'emploi.

Career curriculum and job security. Data processing of the 2003 FQP Survey

Abstract:

This paper offers an analysis of the career security according to three criteria defined by the CERC (2005): the job stability (length of job tenure), the job security (short duration of unemployment after an external mobility), and the income security (maintaining or increasing incomes). We try to verify if job characteristics are more important factors than classical individual variables to explain these three criteria. The 2003 FQP Survey contains rich information to describe jobs. It offers usual information as the sector or the size of the company, and also newer information about concrete conditions of job as the use of information technology, the work rate, contact with the public, type of hierarchical control, position in the firm. We process all these data to analyze the link between characteristics of job, and career security. On the one hand, variables connected to the job are the most important to explain employment stability and income security. On the other hand, individual's variables as age and diploma become at least as much determining as the characteristics of the last job to explain job security when a worker left his job. This result throws light on the debate on the flexicurité based on a strong individual involvement of employees in their career curriculum.

JEL Classification : J62, J81, J24

Key words : Mobility, Career Security, Employment

La question de la conciliation entre la flexibilité du travail et la sécurité des carrières est au cœur des réflexions actuelles sur la mobilité professionnelle (de Larquier, Remillon, 2008). L'idée de « flexicurité » forme l'un des axes de convergence des politiques de l'emploi en Europe. Un consensus s'est formé sur la nécessité d'inciter l'offre de travail à devenir plus mobile et/ou plus flexible et conduit à considérer l'employabilité comme le résultat des choix individuels (OCDE, 2004 ; Conseil de l'Union européenne, 2007). Un nouveau modèle d'activité est donc mis en avant : il présuppose que les mobilités professionnelles s'intensifient, que les individus doivent sans cesse se réadapter tandis que les protections attachées aux marchés internes s'érodent. Ces différents constats sont controversés, tant sur la question de la nature des transformations du marché du travail que dans ses implications en termes de politique publique (Germe, 2001 ; Cahuc, Kramarz, 2004 ; Boyer, 2006 ; Méda, Minault, 2005 par exemple).

L'objet de cette étude est de s'intéresser à la nature et à la qualité des trajectoires professionnelle des actifs occupés, sans entrer dans le débat sur la progression en volume des mobilités ou sur l'évolution de l'ancienneté dans l'emploi¹. A partir des données de l'enquête sur la Formation et la Qualification Professionnelle (FQP) retraçant les parcours des individus sur la période 1998-2003, nous proposons de mieux identifier ce qui, dans l'emploi permet aux individus de mener plus ou moins facilement leur trajectoire professionnelle². Selon nos hypothèses, ces trajectoires individuelles reflètent aussi les modalités de gestion de la main-d'œuvre par les entreprises et, partant, renseignent sur les stratégies des individus pour s'adapter aux conditions qui leur sont imposées. Si l'effet des caractéristiques individuelles sur la mobilité a souvent été étudié, le rôle de la nature de l'emploi occupé dans le passé reste beaucoup moins exploré. L'enquête FQP permet d'analyser conjointement des données individuelles et longitudinales sur les salariés et des données d'entreprises dans lesquelles ces personnes ont travaillé. L'objectif est donc ici d'examiner dans quelle mesure les parcours professionnels sont aussi liés aux caractéristiques des emplois occupés dans le passé.

1. Au-delà des caractéristiques individuelles : importance de la nature de l'emploi occupé

Les enquêtes sur des données individuelles comme FQP ont souvent donné lieu à des travaux centrés sur l'offre de travail et ses caractéristiques individuelles. Or, FQP présente aussi une grande richesse d'information sur l'emploi occupé. Cette enquête met à notre disposition un certain nombre des variables descriptives de l'entreprise et des emplois occupés par les salariés, qui méritent d'être exploitées. En effet, les parcours sur le marché du travail dépendent aussi du contenu de l'emploi et de la position du salarié dans l'organisation productive. D'un point de vue théorique, le modèle de concurrence pour l'emploi (Thurow, 1975) montre particulièrement bien comment la rationalité des entreprises et la nature des emplois à pourvoir structurent les caractéristiques de l'offre de travail et la constitution des files d'attente. Dans ce modèle, l'ajustement se réalise par les quantités et les salaires sont considérés comme fixés préalablement à toute embauche. De ce fait, le salaire est attaché à l'emploi et non à l'individu. Ainsi, au moment de la sélection, *« le système éducatif n'a pas pour fonction de donner des compétences aux individus... mais plutôt de certifier qu'ils sont*

¹ Les études appliquées sur l'évolution de l'instabilité de l'emploi donnent des résultats contradictoires, par exemple : pour Fougère (2003) et L'Horty (2004), l'insécurité n'aurait pas augmenté tandis que Givord et Maurin (2003) ou Behaghel (2003) soutiennent l'idée d'une diffusion de ce risque.

² Une première version de ce travail a été présentée aux XV^{èmes} Journées d'étude sur les données longitudinales dans l'analyse du marché du travail : « Derrière les diplômes et certifications, les parcours de formation et leurs effets sur les parcours d'emploi », Lille, 22 et 23 mai 2008.

aptés à suivre une formation et de leur conférer un certain statut » (Thurow, 1975, p. 35). Dès lors, les entreprises cherchent les personnes dont les coûts de formation seront les plus faibles et non celles supposées « les plus productives », elles utilisent le diplôme comme indicateur de l'aptitude à être formé et choisissent les plus diplômées. Si l'on suppose que les caractéristiques des emplois passés peuvent aussi déterminer l'aptitude à se former, alors, ce cadre explicatif permet de comprendre les différences de parcours au sein de salariés ayant les mêmes caractéristiques individuelles mais n'ayant pas occupé les mêmes emplois. Des travaux empiriques récents vont dans le même sens : Chardon (2005) souligne que la spécialité de formation joue globalement un rôle secondaire pour accéder à la plupart des métiers et, même pour les jeunes, la correspondance entre les diplômes ou la spécialité de formation et l'emploi est loin d'être la norme (Giret *et al.* 2005).

Depuis les travaux d'Aoki (1990), l'importance de l'organisation des firmes a été soulignée. L'entreprise contribue à produire les qualités et les qualifications transférables, par la formation professionnelle, le contenu des tâches mais aussi à travers le mode d'organisation du travail et la circulation de l'information au sein du collectif, conduisant à la formation d'espaces de mobilité différenciés. Actuellement, les nouveaux modes d'organisation du travail qui se sont diffusés rapidement en Europe depuis les années 1980, supplanteraient le modèle taylorien/fordien (Valeyre, 2007). Ces transformations ont toute leur importance pour comprendre les parcours des individus. En ce sens, les travaux d'Askenazy et Caroli (2003) et Greenan, Mairesse (2006) présentent l'intérêt de mobiliser des données d'entreprise pour lier les flux d'emploi aux types d'organisation et aux techniques utilisés par la firme. En particulier, ces travaux analysent le lien entre l'utilisation des technologies de l'information et de la communication (TIC) et évolution de l'emploi dans l'entreprise - en volume mais aussi selon les qualifications. Cette littérature montre que les effets des TIC ressortent, en lien avec le progrès technique biaisé, mais dans certains contextes organisationnels particuliers et de manière différenciée.

D'autres aspects de l'organisation de l'entreprise peuvent être approchés via les conditions de travail. Amossé et Gollac (2008) se sont penchés sur les relations entre les contraintes de rythme vécues dans le travail et les changements de situation professionnelle en exploitant l'enquête FQP. Ils soulignent qu'une forte intensité en 1998 est associée à des mobilités plus nombreuses entre 1998 et 2003. Les types de contraintes du rythme de travail tiennent aux contextes organisationnels et technologiques différents selon les entreprises, ces contextes ne sont pas décrits en tant que tels dans l'enquête FQP, mais ils sont plus ou moins capturés dans l'analyse de la nature ou le contenu de l'emploi et de la pression de l'organisation du travail. Par exemple, pour ces auteurs, contrairement à certaines idées reçues, les principes de contrôle hiérarchique persistent dans les formes modernes d'organisation, notamment pour déterminer le rythme de travail d'un nombre croissant de salariés. Ils mettent en évidence un double effet de l'intensité du travail sur les carrières : positif pour ceux qui ont les moyens de faire face aux contraintes et négatif pour les autres salariés.

Certes, les données individuelles de l'enquête FQP ne permettent pas d'extrapoler aisément les modes de gestion de la main d'œuvre par les entreprises, mais elles fournissent des indices. Les différents travaux sur le rôle de l'utilisation des techniques telles que les TIC ou sur les contraintes dans le travail méritent donc d'être mis en perspective avec les types de parcours identifiés dans l'enquête FQP. Plus globalement, certaines variables décrivent l'entreprise, les caractéristiques des emplois occupés et le type d'organisation du travail, elles permettent de saisir l'interaction entre les caractéristiques du salarié et celles de son l'emploi. L'ancienneté dans le poste, le type de contrat de travail ou la catégorie socio-professionnelle par exemple forment ainsi des variables caractérisant l'appariement entre les entreprises et les individus.

2. Une proposition de mesure de la sécurité des trajectoires

Les trajectoires entre 1998 et 2003 sont analysées en comparant la situation en 1998 avec celle du dernier emploi à la date d'enquête (2003). Notre approche se centre sur une population particulière : les individus en emploi salarié en 1998 et présents sur le marché du travail en 2003. Les estimations sont réalisées sur 21 210 individus parmi les 39 285 personnes que compte l'enquête. Cette étude se limite donc à l'analyse des trajectoires des actifs occupés en 2003, les mobilités des personnes au chômage ou inactives en 1998 sont, par construction, exclues du champ d'investigation. Compte tenu de l'ancienneté minimum des individus sur le marché du travail, les CDI dominant largement, ce qui est cohérent avec des données de cadrage relatives à la nature des contrats de travail des salariés.

La sécurité des parcours professionnels a été définie par le CERC (2005) en s'appuyant sur trois grands critères qui nous servent de repère pour l'analyse. Avec l'enquête FQP 2003, nous avons construit trois probabilités susceptibles de reprendre ces trois critères et de caractériser les parcours :

- le critère 1 s'attache à la stabilité de l'emploi et désigne la continuité du lien d'emploi entre un salarié et une entreprise. Nous testons ici les chances de rester dans l'entreprise entre 1998 et 2003, avec ou sans changement de poste ou promotion interne. Ainsi, 15 676 personnes n'ont pas changé d'entreprise durant cette période sur les 21 210 de notre échantillon (sélection 1), soit 73 % des individus et 5 534 autres ont connu une mobilité externe.

- Le critère 2 s'intéresse à la sécurité de l'emploi. Il renvoie au fait de rester employé sans interruption durable, même s'il y a eu un changement d'entreprise. Ce critère est estimé sur la population ayant eu une mobilité externe entre 1998 et 2003 afin de ne pas être redondant avec le premier modèle. Cette population est composée de 5 534 personnes (sélection 2). Dans notre modèle, ce critère est approché par le risque de connaître le non-emploi durable c'est-à-dire un passage par le chômage ou l'inactivité de plus de six mois entre 1998 et 2003. Ce risque d'insécurité de l'emploi concerne 1 470 personnes (26,7 % de l'échantillon), 4 064 ont donc retrouvé un emploi rapidement.

- Le critère 3 concerne la sécurité des revenus. Nos données ne permettent de repérer la stabilité et/ou progression des revenus que pour ceux qui ont changé de poste ou d'entreprise (encadré 1). Cette mesure concerne une population de 9 477 personnes « mobiles » (sélection 3) dont 3 943 avec un changement d'emploi en interne et 5 534 avec une mobilité externe. Parmi eux, 7 223 ont maintenu ou augmenté leurs revenus (75,6 % des cas) et 2 254 en ont perdu.

Encadré 1

QUELLE SÉCURITÉ DES REVENUS POUR LES INDIVIDUS NON MOBILES ?

Dans notre échantillon, 11 733 personnes n'ont pas changé d'entreprise ni de poste à l'intérieur de l'entreprise entre 1998 et 2003 et les données de l'enquête FQP ne permettent pas d'avoir d'information sur l'évolution de leurs revenus. Peut-on en déduire que ces individus ont au moins connu une stabilité des revenus sachant que l'on suppose souvent la rigidité à la baisse pour les salaires ? Selon le principe légal, le salaire de base forme un élément du contrat de travail qui ne peut pas être révisé à la baisse sans l'accord du salarié. Pour les personnes qui n'ont pas changé d'entreprise, cet élément de la rémunération peut donc être considéré comme fixe ou stable. Cependant, selon Biscourp *et al.* (2005), la rigidité des salaires à la baisse serait surestimée dans de nombreux travaux s'appuyant sur des données d'enquête. En utilisant des sources administratives, ces auteurs montrent que chaque année, 20 à 30 % des salariés voient leur rémunération baisser, cette variabilité tiendrait pour partie aux primes (13 % de la rémunération) tandis que le salaire de base

présente des caractéristiques habituelles de fixité. Les variations du salaire peuvent aussi tenir à des changements dans les conditions de travail (des horaires décalés). Selon les auteurs, les personnes qui restent dans le même établissement sont aussi celles qui sont les plus disposées à accepter des baisses de salaire. Ainsi, nous n'avons pas supposé un maintien ou une augmentation du revenu pour ces personnes non mobiles. Nous avons simplement analysé la sécurité du revenu sur les personnes mobiles.

Les estimations des trois probabilités prennent en compte l'effet de sélection. Dans le premier modèle (stabilité de l'emploi), il s'agit de corriger l'effet de sélection lié au statut de salarié en 1998 et au fait d'être encore actif en 2003 (sélection 1). Dans le deuxième modèle, il faut réduire cette sélection aux personnes mobiles c'est-à-dire, à celles qui ont changé d'entreprise en 2003 par rapport à 1998 (sélection 2). Le troisième modèle concernent les individus salariés en 1998, toujours actifs en 2003 et ayant connu au moins une mobilité (interne ou externe) entre 1998 et 2003 (sélection 3). La méthode d'estimation suit celle de Van de Ven et Van Pragg (1981) (cf. encadré 2).

Encadré 2

ESTIMATION D'UN PROBIT AVEC EFFET DE SÉLECTION

Il s'agit d'une estimation par le maximum de vraisemblance des relations suivantes :

$$(1) : y_i^* = X_j \beta + u_{1j}$$

$$(2) : y_i^{probit} = (y_j^* > 0)$$

$$(3) : y_i^{select} = (Z_j \gamma + u_{2j} > 0)$$

$$corr(u_1, u_2) = \rho$$

La variable dépendante Y_i n'est observée que si la relation (3) est vraie. Si $\rho \neq 0$ alors l'estimation suivant Van de Van et Van Pragg est non biaisée et asymptotiquement efficace. L'effet de sélection est avéré. C'est le cas dans nos trois estimations puisque l'hypothèse nulle $\rho = 0$ est toujours rejetée.

Pour choisir les variables instrumentales exclues permettant de corriger l'effet de sélection, nous avons sélectionné des variables indépendantes de nos trois probabilités d'intérêt (stabilité de l'emploi, insécurité de l'emploi et sécurité des revenus), mais qui expliquent bien le fait d'appartenir à la sélection concernée.

Ainsi, nos variables instrumentales exclues sont : le diplôme du père, le statut du père ou de la mère au moment où l'enquêté finissait ses études (à son compte, aide familial, salarié de la fonction publique et salarié du privé), le nombre d'enfants et le groupe socioprofessionnel du père (agriculteur, artisan, cadre, profession intermédiaire, employé, ouvrier)³. La variable « expérience professionnelle » n'a pas de valeur explicative sur la probabilité de maintenir ou d'augmenter ses revenus. Elle est, en revanche, fortement corrélée avec la probabilité d'appartenir à la sélection 3. C'est pourquoi, en tant que variable instrumentale, elle se trouve exclue.

³ Le groupe socioprofessionnel du père est une variable de la sélection 2 seulement.

3. Une estimation de la sécurité des parcours

Les grandes tendances qui se dégagent des trois modèles (cf. tableau 1) seront ici présentées.

3.1. La stabilité de l'emploi

Cette première estimation lie la stabilité du salarié dans l'entreprise entre 1998 et 2003 à la nature de l'emploi occupé en 1998 et aux caractéristiques individuelles. La conjoncture mérite d'être prise en considération car la période de l'enquête est marquée par d'importantes créations d'emploi et une forte mobilité d'emploi à emploi, avec un changement d'employeur, du moins jusqu'à la mi-2001. Notre analyse « toutes choses égales par ailleurs » à l'aide d'un modèle Probit vient confirmer l'importance de la nature de l'emploi sur les parcours (cf. tableau 1, modèle 1).

La stabilité de l'emploi est plus probable pour les salariés ayant reçu une formation technique de la production, exerçant dans l'administration, la santé, l'industrie, les activités financières et immobilières et plus fréquemment dans le secteur public. Il s'agit plus souvent de femmes employées, qualifiées ou non, ou d'ouvriers qualifiés. Clairement, certaines CSP relativement peu qualifiées ont plus de chance de rester dans l'entreprise, ce qui peut s'expliquer par leur position dans l'organisation. *A priori*, la fonction dans l'entreprise n'est pas fortement discriminante pour la stabilité de l'emploi. Cependant, occuper des fonctions de gestion, de comptabilité ou de développement paraît avoir un impact négatif sur cette stabilité. En effet, les fonctions professionnelles qui favorisent la stabilité se trouvent du côté de la « production/exploitation », c'est-à-dire celles qui concernent le cœur de métier de l'entreprise, tandis que les fonctions de la comptabilité-gestion ou du développement se situent en amont ou en aval de l'entreprise. Les compétences développées y sont certainement plus transférables, mais ces fonctions peuvent aussi être plus facilement sous-traitées.

Ces personnes stables travaillent dans les entreprises de plus de 50 salariés. Cet effet fortement significatif conforte les résultats de Duhautois (2006) ou de Kalleberg et Maasteca (1998) : la probabilité de quitter une entreprise est inversement proportionnelle à sa taille. Par contre, nos estimations ne différencient pas les entreprises de plus de 50 salariés entre elles. En l'absence de variables observables sur l'organisation de l'entreprise, sa taille fournit des indices pour comprendre sa structure : dans les grandes unités, les rémunérations sont souvent plus élevées et les marchés internes sont plus vastes, ce qui pousse certains à se stabiliser.

Pour rester dans la même entreprise, il vaut mieux avoir une ancienneté et une expérience élevée et, logiquement, être en CDI. Une longue ancienneté dans le poste en 1998 apparaît comme un facteur important de stabilité, ceci dès que les individus ont plus de cinq ans d'ancienneté. De même, ce résultat est cohérent avec le fait que l'ancienneté dans l'emploi est corrélée avec la taille de l'entreprise et son organisation. En France, l'ancienneté moyenne d'un salarié dans une entreprise est d'environ huit ans, elle augmente avec la taille de l'unité et avec son appartenance à un groupe (Duhautois, 2006). Les seniors, âgés de plus de 55 ans, ont plus de chance de rester dans la même entreprise tandis que les autres classes d'âge ne sont pas significatives. Ce résultat montre, en creux, que la situation des jeunes adultes ne ressort pas dans le modèle alors que, traditionnellement, ils changent beaucoup plus souvent d'entreprise que les autres en début de carrière⁴ (Dupray, 2005). Ceci s'explique par le fait que, dans nos données, la génération des moins de 35 ans comprend des jeunes déjà stabilisés dans l'emploi, situation fréquente au bout de trois ans d'insertion sur le marché du travail.

Concernant les conditions de travail, utiliser les TIC, avoir de l'autonomie ou être soumis aux cadences des machines induisent une plus grande stabilité de l'emploi. En premier résultat, les

⁴ Les personnes âgées de moins de 35 ans représentent 23 % de notre échantillon.

contraintes et les conditions de travail donnent donc un profil de poste différencié. Chez ces salariés permanents, certains subissent des rythmes imposés par la production tandis que d'autres présentent un profil plus protégé de ces contraintes de rythme. Déclarer « ne pas être soumis à des contrôles ou une surveillance au moins quotidienne de la hiérarchie » peut s'interpréter comme un certain degré d'autonomie dans le travail favorisant la stabilité de l'emploi, ce qui va dans le sens des résultats d'Amossé et Gollac (2008). De même, le recours aux TIC dans l'exercice du travail, qui concerne plus de 48 % des individus, ressort comme un facteur de stabilité dans l'entreprise. Cet état n'est pas pour autant synonyme d'immobilité car ces personnes peuvent acquérir des compétences et évoluer au sein de la même entreprise. Il est donc probable que le type de mobilité, interne ou externe, de ceux qui utilisent les TIC dépende beaucoup de l'organisation productive de l'entreprise. L'effet observé des TIC dans nos données tend à converger avec les résultats de Greenan et Mairesse (2006)⁵ montrant que la diffusion de l'informatique contribue à réduire le niveau hiérarchique des organisations, celles-ci se recentrant sur leur cœur de métier. Ainsi, les TIC poussent les salariés à devenir plus autonomes, polyvalents et flexibles. Cela expliquerait que, lors des recrutements, ces entreprises soient plus attentives à des compétences personnelles qui ne sont garanties ni par le diplôme, ni par l'expérience. En ce sens, le diplôme n'est pas un élément discriminant dans notre modèle, seules les personnes non diplômées ont plus de chances de rester dans la même entreprise. Ce résultat rejoint d'autres analyses selon lesquelles les bas niveaux de qualification ne sont guère dotés de compétences transférables favorisant des mobilités externes sécurisées. Toutes choses égales par ailleurs, rester dans la même entreprise permet de stabiliser leur situation professionnelle, certainement sans perspective de carrière. Notons que, hormis ces parcours professionnels stabilisés, les salariés non diplômés restent tendanciellement plus soumis aux risques de mobilités externes contraintes, liés aux fins de contrats temporaires ou aux licenciements (Amossé, 2004).

Deux figures semblent se dégager de cette estimation : la première concerne l'ouvrier de l'industrie ayant une forte ancienneté et soumis aux cadences des machines. Cette stabilité de l'emploi est donc construite par un contexte institutionnel des marchés internes industriels. La deuxième figure est celle de l'employé(e) travaillant dans l'administration publique ou dans les grandes entreprises ayant une activité financière ou immobilière et disposant d'une certaine autonomie. Les différentes caractéristiques des emplois occupés en 1998 qui déterminent une stabilité dans l'entreprise convergent vers l'idée que ces salariés occupent surtout des postes qualifiés d'exécution, personnels plus difficilement remplaçables que des non-qualifiés. Ils peuvent donc s'apparenter à un type de main-d'œuvre qualifiée d'« infrastructurelle » par Stankiewicz (1990) : ce type de salarié sera fixe car il occupe des postes qui ne sont pas affectés par les variations de la production mais qui sont nécessaires à sa réalisation. Ce type de main-d'œuvre se caractérise avant tout par la nature du poste occupé, insensible aux fluctuations de l'activité, et non par son degré de spécificité ou de qualification⁶.

3.2. Le risque de non-emploi durable, un indice d'insécurité de l'emploi

Compte tenu des caractéristiques de l'emploi et des salariés en 1998, quels sont les facteurs qui expliquent l'exposition au risque de non-emploi durable (cf. tableau 1, modèle 2) ?

Dans le cas d'une mobilité externe, la probabilité de reprise rapide d'emploi est plus fortement liée aux caractéristiques individuelles que dans les estimations centrées sur la stabilité de l'emploi. Ainsi, à l'extérieur de l'entreprise, des signaux plus classiques comme le

⁵ Ces travaux portent sur uniquement sur le champ de l'industrie française au cours des années 1990.

⁶ Stankiewicz (1990, p. 47) introduit le concept de main-d'œuvre « infrastructurelle » qu'il distingue du personnel ajustable à court terme et des travailleurs quasi fixes (Oi, 1962).

diplôme ou l'expérience reprennent de l'importance. Le diplôme, à partir d'un bac+2, reste un atout pour éviter le non-emploi durable. Les femmes avec peu d'expérience et une ancienneté dans l'emploi inférieure à cinq ans sont plus touchées par ce risque. En termes de secteur d'activité, les plus exposés sont ceux qui occupent des emplois dans l'industrie des biens de consommation et ceux du secteur public. En effet, les salariés du secteur public ayant connu une mobilité externe, travaillaient fréquemment sur des contrats à durée déterminée ou des emplois aidés (36 % d'entre eux), ce qui peut expliquer les difficultés de reprise d'emploi. Les employés non qualifiés, exerçant des fonctions de manutentionnaire, et les salariés des entreprises de moins de 10 salariés sont aussi plus souvent concernés par ce risque. Par ailleurs, ceux qui utilisent les TIC ont plus de chances de connaître une période de non-emploi durable, ce qui atteste du rôle différencié de ces technologies selon l'organisation du travail mais aussi les caractéristiques individuelles.

Comme le CDI, l'intérim est plus souvent associé à une reprise d'emploi dans les six mois, certaines formes particulières d'emploi peuvent ainsi permettre d'éviter le chômage de longue durée⁷. En revanche, l'emploi occupé en CDD, en apprentissage ou encore à temps partiel joue défavorablement sur le retour rapide à emploi. Concernant l'âge, la tranche des 35-55 ans représente un pivot. Les plus jeunes connaissent moins fréquemment le non-emploi durable tandis que les plus âgés ont 10 % de chances de plus de s'y trouver, les opportunités d'emploi s'amenuisant considérablement passé 55 ans.

Une première figure illustre un certain type de sécurité de l'emploi rencontrée chez les jeunes, en CDI ou occupant des missions d'intérim, diplômés au moins d'un bac+2. En revanche, une deuxième figure représente un risque élevé d'insécurité de l'emploi. Les profils les plus fragiles et/ou caractérisés par un bas niveau de qualification ressortent : il s'agit des salariés de plus de 55 ans, travaillant notamment dans des industries des biens de consommation, dont certaines sont en déclin. Dans ce cas de figure, le passage par une période de non-emploi de plus de six mois peut potentiellement déboucher sur des trajectoires professionnelles descendantes : les interruptions d'activité dans les parcours professionnels, notamment le chômage, pourraient expliquer la hausse de la proportion des mobilités descendantes depuis les années 1980 (Monso, 2006)⁸. Le risque d'enfermement dans le chômage récurrent ou le chômage durable n'est pas non plus à exclure.

3.3. La sécurité du revenu

Il s'agit ici des personnes ayant changé de poste, dans le même établissement ou dans une autre entreprise. L'interaction entre les caractéristiques individuelles et celles de l'emploi en 1998 permettent-elles d'identifier certains facteurs soutenant ces mobilités positives (cf. tableau 1, modèle 3) ?

La probabilité de maintenir ou d'élever son revenu en cas de mobilité est plus forte chez les hommes, particulièrement chez les plus diplômés (bac+3 et plus). Dès que les salariés ont acquis plus de cinq ans d'ancienneté dans le poste, ces mobilités se font aussi avec une sécurité des revenus. L'effet combiné du diplôme et de l'ancienneté dans le poste irait dans le sens de Germe (2001) pour qui le diplôme a acquis une valeur durable sur le marché externe qui ne disparaît pas avec l'allongement de l'expérience : les actifs qui valorisent leur mobilité en termes de revenu sont systématiquement les plus diplômés. Dans nos données, il s'agit de cadres et de professions intellectuelles supérieures travaillant en CDI. L'autonomie dans l'emploi permet aussi plus facilement de préserver son revenu : ne pas être soumis à des cadences des machines ni à un contrôle hiérarchique vont dans ce sens. Travailler à temps

⁷ L'intérim est à la fois une source de précarité pour les salariés et une étape dans le processus d'insertion des jeunes sur le marché du travail (Cancé, Fréchou, 2003).

⁸ Plus précisément, sur la place des mobilités ascendantes et descendantes à la sortie du chômage : Lizé, Prokovas (2007).

partiel en 1998 est un facteur d'augmentation des revenus en cas de mobilité (+3,5 %). Ce résultat s'explique par la faible rémunération de départ de ces emplois : en partant de très bas, la probabilité de maintenir ou d'augmenter un bas salaire est donc plus grande lors d'un changement de poste.

La mobilité interne est un facteur très déterminant pour garantir une sécurité des revenus (+19,1 % par rapport à la mobilité externe). L'introduction dans l'estimation de la variable qui renseigne sur le type de mobilité, externe ou interne, rend de nombreuses variables de l'emploi peu explicatives. Par exemple, la fonction exercée dans l'entreprise, la taille de l'établissement et même le secteur d'activité expliquent peu la probabilité de maintien ou d'augmentation du revenu. Ainsi, avant d'être garantie par certains types d'emploi, la sécurité des revenus est d'abord assurée par le maintien dans le même organisme. Il n'en reste pas moins vrai, que tous les emplois n'offrent pas la même possibilité de rester dans l'entreprise : elle dépend, entre autres, de la taille de l'entreprise et du secteur d'activité comme nous l'avons montré dans l'évaluation de la stabilité de l'emploi.

La mobilité externe est synonyme de sécurité des revenus à condition d'avoir une certaine autonomie dans son travail et un diplôme élevé, ce qui confirme les résultats d'Amossé et Gollac (2008). Les conditions de travail et les contraintes de rythme en 1998 jouent nettement sur ces trajectoires tandis que le fait d'utiliser les TIC est non significatif (Heckel, 2006)⁹.

3.4 Quelle sécurité des trajectoires pour les individus en CDI ?

La variable « type de contrat » est fortement discriminante dans les trois estimations. Ces résultats sont particulièrement triviaux dans les modèles 1 et 2 (cf. tableau 1). En effet, les personnes en contrat temporaire, en CDD, intérim ou apprentissage, ont bien évidemment plus de chance de quitter l'entreprise et de connaître le non-emploi entre 1998 et 2003.

On peut supposer que le fait d'être en contrat temporaire dépend d'autres variables explicatives, observées ou non. Dans ce cas, cette variable est dépendante du terme d'erreur et nous sommes en présence d'un biais d'endogénéité. Pour simplifier les estimations, nous avons construit une variable dichotomique (en CDI versus en contrat temporaire) à partir de la variable « type de contrat ». Dans nos trois modèles, l'endogénéité de la variable type de contrat est avérée (cf. encadré 3).

Encadré 3

ENDOGENÉITÉ D'UNE VARIABLE DICHOTOMIQUE DANS UN MODÈLE PROBIT : TEST ET ESTIMATION

Pour tester l'endogénéité de la variable dichotomique type de contrat C_i dans un Probit, nous avons testé l'hypothèse nulle $\rho=0$ du modèle Probit bivarié suivant :

$$C_i = (Z_j \gamma + u_{2j} > 0)$$

$$y_i = (X_j \beta + C_i \delta + u_{1j} > 0)$$

$$\text{corr}(u_1, u_2) = \rho$$

⁹ Selon Heckel (2006), les corrélations entre informatisation et croissance de l'emploi et entre informatisation et croissance des salaires sont peu significatives pour toutes les classes de salariés dans l'industrie. Il ne s'agit que de corrélations qui n'excluent pas l'existence d'un biais technologique, l'auteur souligne que les entreprises qui se sont informatisées n'ont pas fortement déplacé leur demande de travail par rapport aux autres.

Ces modèles sont estimés sur les sélections 1, 2 et 3 et, dans les trois cas, l'hypothèse nulle est rejetée à 11 % (pour la stabilité de l'emploi $P > |Z| = 0,048$, pour la sécurité de l'emploi $P > |Z| = 0,008$ et pour la sécurité des revenus $P > |Z| = 0,113$).

Dans le cas d'une variable dichotomique endogène avérée, deux situations sont possibles. Si les coefficients des autres variables explicatives ne varient pas en fonction du type de contrat, on est en présence d'un effet constant (intercept effect). L'endogénéité est alors correctement prise en compte par l'introduction de la variable dichotomique endogène dans les trois modèles et par une estimation adaptée.

En revanche, si les coefficients des autres variables explicatives varient selon le type de contrat, on est en présence d'un effet général (slope effect). Il faut alors estimer deux modèles sur les deux populations distinctes. Le premier sur la population des individus en CDI et le second sur la population des individus en contrat temporaire. La comparaison des estimations sur ces deux sous-populations montre que nous sommes en présence d'un effet général. Nous avons donc effectué trois nouvelles estimations pour les trois probabilités sur des sélections réduites aux individus en CDI¹⁰. Ainsi la sélection 1 de 21 210 personnes est réduite à 18 075 salariés, la sélection 2 de 5 534 à 3 906 salariés et la sélection 3 de 9 477 à 7 253 salariés, tous en CDI dans les trois cas. De la même manière que précédemment, nous avons choisi les variables instrumentales exclues qui permettent d'expliquer les trois nouvelles sélections réduites mais qui sont indépendantes de nos trois probabilités d'intérêt. On retrouve les variables instrumentales exclues précédemment. D'autre part, des variables d'emploi sont nécessaires pour expliquer correctement les trois nouvelles sélections. Il s'agit du temps de travail, de la catégorie socioprofessionnelle, du secteur d'activité et de l'ancienneté dans le poste.

La comparaison entre les résultats des estimations obtenues sur ces trois nouvelles sélections (cf. tableau 2) et les trois premières (cf. tableau 1) montre peu de changements, ce qui tend globalement à confirmer nos résultats précédents. Seules quelques variables jouent un rôle plus important lorsque la population en contrat à durée indéterminée est isolée (tableau 2). Trois résultats se dégagent.

Premièrement, la comparaison des estimations entre l'ensemble des contrats de travail et les CDI permet d'affiner l'analyse du rôle du type de contrat selon le secteur d'activité de l'entreprise. Les chances de rester dans le même établissement et d'éviter le non-emploi durable diminuent pour tous les secteurs autres que celui de « l'éducation, santé et administration ». En termes de trajectoire, ce résultat fait ressortir le caractère protecteur de ce secteur majoritairement couvert par la fonction publique (dans ce secteur, 73,7 % des individus sont dans la fonction publique contre seulement 27,9 % dans la population totale). Ici, l'appartenance à un secteur protégé (public ou peu exposé à la concurrence) semble expliquer les trajectoires stables et sécurisées en cas de changement d'organisme. Isoler les CDI fait donc ressortir le caractère très protecteur du secteur « éducation, santé et administration ». L'évolution du coefficient de la variable « secteur privé/public » entre les deux séries d'estimation vient appuyer ce constat (cf. tableau 2, modèle 2). Tous contrats confondus, le risque de non-emploi durable est plus élevé dans le secteur public que dans le secteur privé. En revanche, sur le champ des seuls CDI, il est moins élevé dans le secteur public que dans le secteur privé. Ceci montre le caractère protecteur d'un contrat permanent dans la fonction publique pour éviter le non-emploi. Les CDI dans le secteur public et privé ne sont donc guère comparables en termes de sécurité de l'emploi. A l'opposé, on pourrait en déduire que les contrats temporaires de la fonction publique exposent plus au risque de chômage de longue durée que ceux du secteur privé.

¹⁰ Les estimations sur la population en contrat temporaire reposent sur des effectifs trop faibles pour permettre la comparaison et l'interprétation.

Deuxièmement, l'âge joue un rôle différent : les chances de rester dans la même entreprise sont plus faibles pour les personnes âgées de moins de 35 ans en CDI par rapport à celles âgées de 35 à 45 ans (cf. tableau 2, modèle 1). Rappelons que les résultats « tous types de contrats confondus » ne font pas apparaître de différence entre ces deux classes d'âge sur ce critère. Pour les jeunes salariés, les CDI assurent donc une moindre stabilité de l'emploi¹¹. En effet, une part non négligeable des CDI est formée de contrats « fragiles », soit parce que les jeunes salariés souhaitent changer d'établissement, soit parce que ces ruptures de contrat recouvrent des licenciements ou des mobilités forcées (Johnson, 1978).

Enfin, pour les salariés mobiles en CDI, l'ancienneté dans le poste supérieure à 10 ans diminue la sécurité des revenus par rapport à une ancienneté plus faible. La durée la plus favorable au maintien ou à la hausse des revenus est donc celle comprise entre cinq et dix ans (cf. tableau 2, modèle 3).

4. Quelle place pour les variables d'emploi et d'appariement dans les trajectoires professionnelles ?

L'étude de la valeur des élasticités de chaque type de variable fait ressortir le rôle prépondérant des variables d'emploi et d'appariement par rapport aux variables strictement individuelles pour la stabilité de l'emploi et la sécurité du revenu (cf. tableau 1). Bien sûr, les valeurs de ces élasticités ne peuvent pas être simplement additionnées car les variables explicatives sont partiellement corrélées. Néanmoins, elles permettent d'indiquer la force du lien entre les variables explicatives et la probabilité d'intérêt.

Ainsi, travailler dans le secteur de la construction, dans une entreprise de moins de 10 salariés, en intérim et en ayant accumulé moins de cinq ans d'ancienneté diminue de 60 % la probabilité de rester dans la même entreprise entre 1998 et 2003. Cette probabilité baisse de plus de 76 % si l'on ajoute l'appartenance au secteur privé, le fait d'être soumis aux cadences des machines, à des contrôles hiérarchiques et de ne pas utiliser les TIC. En revanche, le genre, le diplôme, l'expérience, l'âge et la spécialité de formation ne font varier les chances de rester dans la même entreprise que de 28 % (femme, sans diplôme, avec plus de 20 ans d'expérience et ayant de plus de 55 ans).

L'estimation sur la sécurité du revenu montre le même résultat mais avec des variables d'emploi différentes. Être autonome dans son travail et en CDI augmente la sécurité des revenus de 11,6 % et, lorsque ces caractéristiques sont couplées à une mobilité interne, on parvient à 30,7 %. D'autres variables d'emploi interviennent telles que le temps partiel (+3,4 %), mais elles ne se retrouvent certainement pas dans la première figure de mobilité sécurisée. De leur côté, les caractéristiques individuelles jouent un rôle plus effacé : le fait d'être un homme, avec un bac+3 dans une spécialité de formation générale n'augmente la sécurité du revenu que de 9,7 %. De fait, dans les parcours professionnels sécurisés en termes de revenu, la mobilité interne tient une place prépondérante. Ces deux estimations (« rester dans la même entreprise » et « maintenir ou augmenter ses revenus dans la mobilité ») confirment l'existence de filières internes organisées qui s'adaptent aux circonstances, avec des itinéraires de promotion pour certains et de stabilité apparente pour d'autres, du moins sur un horizon de cinq ans¹². Toutes choses égales par ailleurs, ces parcours concerneraient des

¹¹ Précisons que les moins de 35 ans sont en majorité sur des contrats temporaires. Il reste donc un écart de risque entre les plus jeunes et les autres qui ne s'explique pas par le fait que les personnes de moins de 35 ans soient majoritairement en contrat temporaire.

¹² Les marchés internes comprennent, d'une part des espaces de promotion au niveau de l'entreprise et, d'autre part, des espaces stationnaires ou de relégation pour ceux reclassés après des plans de sauvegarde de l'emploi par exemple. Si la mobilité inter-entreprise peut être estimée avec nos données, celle intra-groupe reste masquée. Or, une part importante des mobilités inter-entreprises cache un fort volume de carrières à l'intérieur des groupes, ces mouvements attesteraient d'une transformation des marchés internes plutôt que de leur déclin (Delarre, Duhautois, 2003).

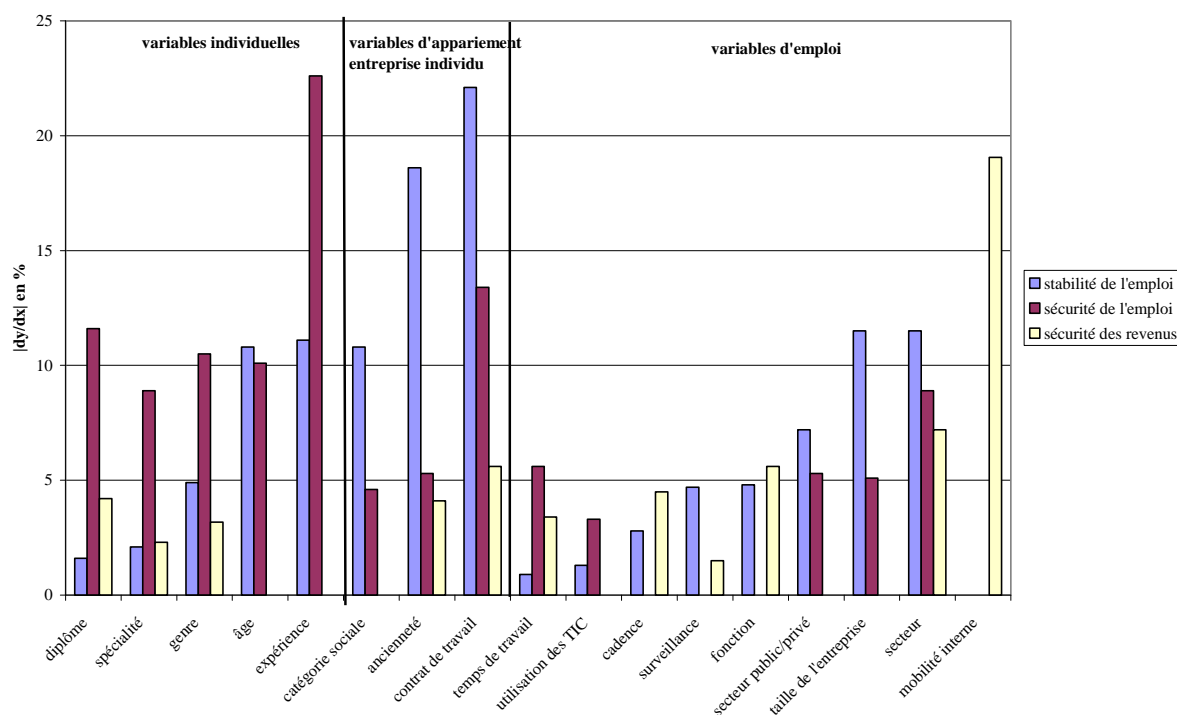
qualifications intermédiaires, d'employés ou d'ouvriers qualifiés, plutôt que les emplois de cadres. Une certaine prudence s'impose car la mobilité à l'intérieur des groupes est inobservée dans nos données alors qu'elle concerne plus les cadres que les autres CSP : l'appartenance à des réseaux sociaux, la réputation, un capital humain très spécifique dont les individus sont « propriétaires » ou encore des compétences singulières non codifiables forment autant de variables non observables.

Du côté de la sécurité de l'emploi c'est-à-dire des chances d'éviter le non-emploi durable, les choses s'inversent puisque les variables individuelles deviennent plus déterminantes. Ainsi, les hommes ayant un diplôme de niveau bac +2, moins de cinq ans d'expérience sur le marché du travail et âgés de 35 à 45 ans augmentent leur probabilité de retrouver rapidement un emploi de presque 55 %. Il est vrai que les deux dernières modalités sont peu compatibles¹³. Cependant, une expérience plus longue joue aussi en ce sens. Face à ce risque, l'effet protecteur de l'expérience professionnelle diminue clairement avec sa durée : il passe de 22,7 % lorsqu'elle est inférieure à cinq ans à 6 % quand elle atteint entre 10 et 20 ans. Sans l'âge, on obtient tout de même presque 45 % de chances de ne pas passer par une période de non-emploi durable. Les variables caractérisant la nature de l'emploi occupé et l'appariement entre le salarié et le poste interviennent néanmoins de manière non négligeable. Les employés non qualifiés, utilisant les TIC, dans une petite entreprise de l'industrie des biens de consommation, ayant une ancienneté de moins de cinq ans et en CDD augmentent de 37,4 % la probabilité de connaître une période de chômage ou d'inactivité de plus de 6 mois. Ces résultats confirment donc que tous les salariés ne tirent pas parti de la même manière d'une mobilité externe, les modifications du fonctionnement du marché du travail induisent de fortes différenciations dans les parcours individuels face aux risques d'inactivité ou de chômage durable.

¹³ Ils sont seulement 143 à avoir moins de cinq ans d'expérience et être âgés de 35 à 45 ans

Graphique I

Elasticité maximale de chaque variable explicative en % (en valeur absolue)



Lecture : la modalité de la variable « expérience » qui a le plus fort impact sur l'insécurité de l'emploi fait varier la probabilité de non-emploi durable de 22,6%.

Source : enquête FQP 2003, calculs des auteurs

Conclusion

Au total, la mobilité d'un salarié est la résultante des interactions entre les caractéristiques de l'individu, de celles de l'emploi occupé, de l'entreprise et de la rencontre entre les deux. Nous trouvons que les caractéristiques de la relation d'emploi, la nature du poste occupé ou le type d'entreprise expliquent plus fortement le fait de rester dans la même entreprise ainsi que les mobilités sécurisées en termes de revenu. En revanche, les caractéristiques individuelles jouent un rôle plus déterminant sur le risque de connaître une période de non-emploi de plus de six mois. Des espaces de mobilité différenciés ressortent de ces résultats : des carrières en interne aux parcours ascendants avec une progression des revenus, en passant par des mobilités risquées car exposées au chômage durable. Nos données comportent de nombreuses limites pour l'interprétation fine de ces phénomènes, mais à ce stade, le modèle de la flexicurité qui vise à encourager un marché du travail plus ouvert et plus actif, de manière souvent normative, mérite d'être mis en perspective avec le fonctionnement effectif du marché du travail. Compte tenu de l'importance des mobilités risquées, c'est-à-dire exposées aux risques de chômage et/ou de perte de revenu, la question de sécurisation des trajectoires professionnelles ne peut faire abstraction de la nature des emplois qui la soutiennent, notamment des emplois occupés dans le passé par les salariés.

Tableau 1

Estimation de la sécurité des trajectoires (Probit avec correction de la sélection)

Élasticités de la probabilité, en %

| | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 | |
|--|---|--|--|----------|
| | probabilité de rester dans la même entreprise entre 1998 et 2003 <i>Stabilité de l'emploi</i> | probabilité de connaître le non-emploi pendant plus de 6 mois entre 1998 et 2003 <i>Insécurité de l'emploi</i> | probabilité de maintenir ou d'augmenter ses revenus entre 1998 et 2003 <i>Sécurité des revenus</i> | |
| <i>Spécialité de formation (référence : domaine technico-professionnel de la production)</i> | | | | |
| | sans spécialité ou NR | 0,009 | -0,010 | 0,024* |
| | domaine disciplinaire | 0,002 | -0,024 | -0,001 |
| | domaine technico-professionnel des services | 0,022** | -0,034 | -0,002 |
| <i>Activité de l'établissement (référence : éducation santé et administration)</i> | | | | |
| | agriculture, pêche, sylviculture | -0,072** | 0,048 | -0,029 |
| | industrie des biens de consommation | -0,017 | 0,057* | 0,001 |
| | industrie des biens de production | 0,017 | 0,027 | 0,005 |
| | construction | -0,074** | 0,022 | -0,005 |
| | commerce | -0,025* | 0,039 | 0,012 |
| | transports | -0,024 | 0,000 | -0,002 |
| | activités financières et immobilières | 0,023 | 0,018 | 0,016 |
| | services aux entreprises et particuliers | -0,029** | 0,031 | -0,007 |
| | inconnue | -0,116** | 0,089* | -0,073** |
| <i>Catégorie sociale (référence : profession intermédiaire)*</i> | | | | |
| | artisans commerçants | -0,109* | 0,131 | -0,040 |
| | cadre et profession intellectuelle supérieure | -0,026** | -0,003 | 0,025* |
| | employé | 0,035** | -0,030 | 0,019 |
| | employé non qualifié | 0,027** | 0,046* | 0,003 |
| | ouvrier qualifié | 0,021* | 0,003 | 0,006 |
| | ouvrier non qualifié | -0,008 | 0,028 | 0,015 |
| | inconnue | 0,024 | -0,118 | 0,172 |
| <i>Taille de l'établissement (référence : plus de 1000 salariés)</i> | | | | |
| | 0 à 9 salariés | -0,116** | 0,051* | -0,010 |
| | 10 à 49 salariés | -0,044** | 0,027 | -0,029 |
| | 50 à 1000 salariés | -0,016 | 0,014 | 0,018 |
| | non réponse | -0,068** | 0,011 | -0,008 |
| <i>Encadre (référence : n'encadre personne)</i> | | | | |
| | | 0,000 | 0,000 | 0,000** |
| <i>Homme (référence : femme)</i> | | | | |
| | | -0,049** | -0,105** | 0,032** |

Tableau 1 (suite)

| | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 |
|---|----------|----------|----------|
| <i>Diplôme le plus élevé (référence : CAP, BEP ou niveau V)</i> | | | |
| bac+3 et plus | 0,003 | -0,074** | 0,043** |
| bac+2 | -0,014 | -0,117** | 0,009 |
| bac ou BP niveau IV | 0,001 | -0,021 | -0,013 |
| BEPC | -0,003 | 0,016 | -0,018 |
| sans diplôme | 0,016 | 0,052** | -0,004 |
| <i>Ancienneté dans l'entreprise (référence : moins de 5 ans)</i> | | | |
| de 5 à moins de 10 ans | 0,093** | -0,054* | 0,041** |
| de 10 à moins de 20 ans | 0,150** | -0,042 | 0,030** |
| plus de 20 ans | 0,187** | 0,024 | 0,028 |
| <i>Expérience sur le marché du travail (référence : plus de 20 ans)</i> | | | |
| de 0 à moins de 5 ans | -0,111** | -0,227** | |
| de 5 à moins de 10 ans | -0,061** | -0,120** | |
| de 10 à moins de 20 ans | -0,044** | -0,060** | |
| <i>Temps partie inférieur à 90 % (référence : temps plein)</i> | | | |
| | -0,010 | 0,056** | 0,035** |
| <i>N'utilise pas les TIC (référence : utilisation des TIC)</i> | | | |
| | 0,014* | 0,034** | 0,015 |
| <i>Soumis aux cadences des machines (référence : non soumis)</i> | | | |
| | 0,028** | 0,017 | -0,045** |
| <i>Soumis à des délais (référence : non soumis)</i> | | | |
| | -0,011 | -0,026 | 0,011 |
| <i>Secteur public (référence : privé)</i> | | | |
| | 0,072** | 0,051* | 0,009 |
| <i>Soumis à un contrôle hiérarchique (référence : non soumis)</i> | | | |
| | -0,047** | -0,022 | -0,015* |
| <i>Soumis à des demandes de clients (non soumis)</i> | | | |
| | -0,006 | 0,017 | -0,010 |
| <i>A des contacts avec le public (référence : pas de contact)</i> | | | |
| | -0,007 | 0,000 | 0,002 |
| <i>fonction (référence : production exploitation)</i> | | | |
| maintenance | 0,012 | -0,005 | -0,026 |
| nettoyage service | 0,010 | -0,009 | 0,010 |
| manutention | 0,003 | 0,058* | -0,022 |
| secrétariat accueil | -0,004 | 0,056 | -0,006 |
| comptabilité gestion | -0,048** | -0,002 | -0,007 |
| développement | -0,039** | 0,016 | -0,015 |
| commercial | -0,013 | 0,023 | 0,005 |
| enseignement | 0,010 | -0,011 | 0,009 |
| santé | 0,016 | -0,042 | -0,056** |
| autres | -0,027** | 0,018 | -0,016 |
| <i>Contrat de travail (référence : CDI)</i> | | | |
| CDD | -0,148** | 0,134** | -0,056** |
| Intérim | -0,221** | 0,037 | -0,056** |
| Apprentissage | -0,145** | 0,105** | 0,012 |
| <i>Age (référence : 35 à 45 ans)</i> | | | |
| moins 35 ans | -0,009 | -0,039 | 0,004 |
| 45-55 | 0,008** | 0,001 | -0,001 |
| plus de 55 ans | 0,108** | 0,101** | 0,024 |
| <i>Mobilité interne (référence mobilité externe)</i> | | | |
| constante | 0,922** | 0,714** | 0,626** |
| ρ (hypothèse nulle $\rho = 0$) | 3,130* | 5,850** | 13,900** |

* La nomenclature des catégories socioprofessionnelles séparant les employés qualifiés des non qualifiés suit celle d'Amossé et Chardon (2006).

Source : FQP 2003, calculs des auteurs.

Lecture : Il s'agit des élasticités de la probabilité (dy/dx) en %, calculées à la moyenne des variables explicatives. Ainsi, avoir connu une mobilité interne augmente de 19,1 % les chances de maintenir ou d'augmenter ses revenus par rapport à ceux qui ont connu une mobilité externe.

** significativité à 5 % et * significativité à 10 %.

Tableau 2 : Estimation de la sécurité des trajectoires « tous contrats » et en CDI

Coefficients estimés

| | Modèle 1 probabilité de rester dans la même entreprise entre 1998 et 2003 <i>Stabilité de l'emploi</i> | | Modèle 2 probabilité de connaître le non- emploi pendant plus de 6 mois entre 1998 et 2003 <i>Insécurité de l'emploi</i> | | Modèle 3 probabilité de maintenir ou d'augmenter ses revenus entre 1998 et 2003 <i>Sécurité des revenus</i> | |
|--|---|---------------|--|---------------|---|------------------|
| | <i>Tous contrats</i> | <i>CDI</i> | <i>Tous contrats</i> | <i>CDI</i> | <i>Tous contrats</i> | <i>CDI</i> |
| | $\hat{\beta}$ | $\hat{\beta}$ | $\hat{\beta}$ | $\hat{\beta}$ | $\hat{\beta}$ | $\hat{\beta}$ |
| <i>Activité de l'établissement (référence : éducation santé et administration)</i> | | | | | | |
| | agriculture, pêche, sylviculture | -0,235** | -0,305** | 0,143 | 0,349* | |
| | industrie des biens de consommation | -0,060 | -0,106* | 0,169* | 0,454** | |
| | industrie des biens de production | 0,062 | 0,026 | 0,078 | 0,347** | |
| | construction | -0,240** | -0,300** | 0,064 | 0,334** | |
| | commerce | -0,085* | -0,103** | 0,115 | 0,555** | |
| | transports | -0,084 | -0,122* | -0,001 | 0,434** | |
| | activités financières et immobilières | 0,085 | 0,047 | 0,052 | 0,312** | |
| | services aux entreprises et particuliers | -0,101** | -0,133** | 0,091 | 0,464** | |
| | inconnue | -0,362** | -0,413** | 0,276** | 0,800** | |
| | <i>Secteur public (référence : privé)</i> | | | 0,149* | -0,236** | |
| | <i>Age (référence : 35 à 45 ans)</i> | | | | | |
| | moins 35 ans | -0,030 | -0,127** | | | |
| | 45-55 | 0,029 | 0,058 | | | |
| | plus de 55 ans | 0,432** | 0,383** | | | |
| | <i>Ancienneté dans l'entreprise (référence : moins de 5 ans)</i> | | | | | |
| | de 5 à moins de 10 ans | | | | | 0,163** 0,113* |
| | de 10 à moins de 20 ans | | | | | 0,115** -0,074** |
| | plus de 20 ans | | | | | 0,107* -0,303* |

Lecture : Il s'agit des comparaisons des coefficients estimés de certaines variables explicatives significatives montrant des différences entre l'estimation tous contrats et l'estimation en CDI. Par exemple, par rapport au secteur privé, le risque de non-emploi durable est plus élevé pour le secteur public tous contrats confondus (signe positif du coefficient) mais c'est l'inverse pour les salariés en CDI.

*Source : FQP 2003 calculs des auteurs, ** significativité à 5 % et *significativité à 10 %.*

Bibliographie

- Amossé T. (2004), « Vingt-cinq ans de transformation des mobilités sur le marché du travail », *Données sociales*, INSEE, p. 235-242.
- Amossé T. et Chardon O. (2006), « Les travailleurs non qualifiés : une nouvelle classe sociale ? », *Économie et Statistique*, n° 393-394, p. 2.3-229.
- Amossé T. et Gollac M. (2008), « Intensité du travail et trajectoire professionnelle », *Travail et Emploi*, n°113, p. 59-73.
- Aoki M. (1990), « Toward an Economic Model of the Japanese Firm », *Journal of Economic Literature*, mars, vol. 28, Nashville, Tennessee, p. 1-27.
- Askenazy P. et Caroli E. (2003), *New Organizational Practices and Well-Being at Work: Evidence for France in 1998*, LEA, Working Paper, 03-11, 37 p.
- Behaghel L. (2003), « Insécurité de l'emploi : le rôle protecteur de l'ancienneté a-t-il baissé en France ? *Économie et Statistique*, n° 366, p. 3-29.
- Biscourp P., Dessy O. et Fourcade N. (2005), « Les salaires sont-ils rigides ? Le cas de la France à la fin des années 1990 », *Économie et Statistique*, n°386, pp. 59-79.
- Boyer R. (2006), *La flexicurité danoise, quels enseignements pour la France ?* Cepremap.
- Cahuc P. et Kramarz F. (2004), *De la précarité à la mobilité, vers une sécurité sociale professionnelle*, La Documentation Française, Paris.
- Cancé R., Fréchou H. (2003), « Les contrats courts : source d'instabilités mais tremplin vers l'emploi permanent », DARES, *Premières synthèses*, n° 14.1, avril, pp. 1-8.
- CERC (2005), *La sécurité de l'emploi face aux défis des transformations économiques*, rapport n°5, la Documentation Française, Paris.
- Chardon O. (2005), « La spécialité de formation joue un rôle secondaire pour accéder à la plupart des métiers », *Économie et Statistique*, n°388-389, pp. 37-56.
- Conseil de l'Union européenne (2007), « Vers des principes communs de flexicurité: des emplois plus nombreux et de meilleure qualité en combinant flexibilité et sécurité », Bruxelles, 4 juillet, 26 p.
- de Larquier G. et Remillon D. (2008), « Assiste-t-on à une transformation uniforme des carrières professionnelles vers plus d'instabilité ? Une exploitation de l'enquête *Histoire de vie* », *Travail et Emploi*, n° 113, pp. 13-30.
- Delarre S. et Duhautois R. (2003), « La mobilité intra-groupe des salariés : le poids de la proximité géographique et structurale », *Économie et Statistique*, n°369-370, pp. 173-190.
- Duhautois R. (2006), « De la disparition des entreprises à la mobilité des salariés », *Économie et Statistique*, n° 400, pp. 3-15.
- Dupray A. (2005), « Les mobilités en début de vie professionnelle », *Bref*, n°216, Céreq, pp. 1-4.
- Fougère D. (2003), « Instabilité de l'emploi et précarisation des trajectoires », in ANPE *Acte des Troisièmes Entretiens de l'Emploi*, pp. 105-110.
- Germe J. F (2001), « Au-delà des marchés internes : quelles mobilités, quelles trajectoires ? » *Formation et Emploi*, n° 76, pp. 129-145.

- Giret J. F., Lopez A. et Rose J. (dir.) (2005), *Des formations pour quels emplois ? La Découverte*, coll. Recherches.
- Givord P. et Maurin E. (2004), "Changes in Job Security and Their Causes: An Empirical Analysis for France, 1982-2002", *European Economic Review*, n°48, pp. 595-615.
- Greenan N. et Mairesse J. (2006), « Les changements organisationnels, l'informatisation des entreprises et le travail des salariés, un exercice de mesure à partir de données couplées entreprises/salariés », *Revue économique*, vol. 57/6, pp. 1137-1175.
- Heckel T. (2006), « Les nouvelles technologies ont-elles modifié la trajectoire et la rémunération des jeunes et des qualifiés dans les années 1990 en France ? Une étude à partir de données appariées entre individus et entreprises », *Revue économique* 6, Volume 57, pp. 1383-1400.
- Johnson W. R. (1978), « A Theory of Job Shopping », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 92, n°2, pp. 261-278.
- Kalleberg A. et Mastekaasa A. (1998), « Organizational Size, Layoffs and Quits in Norway », *Social Forces*, vol. 76, n°4, pp. 1243-1273.
- L'Horty Y. (2004), « Instabilité de l'emploi : quelles ruptures de tendance ? *Les Papiers du CERC*, n°2004-01, février, 27 p.
- Lizé L. et Prokovas N. (2007), « Le déclassement à la sortie du chômage », *Cahier du CES*, n°2007.44, 24 p.
- Méda D. et Minault B. (2005), « La sécurisation des trajectoires professionnelles », *Document d'études*, DARES, n°107, 39 p.
- Monso O. (2006), « Changer de groupe social en cours de carrière », *INSEE Première*, n°1112.
- OCDE (2004), « Réglementation relative à la protection de l'emploi et performance du marché du travail », *Perspectives de l'emploi*.
- Oi W. (1962), « Labor as Quasi Fixed Factor », *Journal of Political Economy*, vol. 70, october, pp. 538-555.
- Stankiewicz F. (1990), « Surcoût, quasi-fixité et fixité du travail », *Revue d'économie politique*, n°1, pp. 43-57.
- Thurow L. C. (1975), *Generating Inequality*, Basic Books, New York.
- Valeyre A. (2007), « Les conditions de travail des salariés dans l'Union européenne à quinze selon les formes d'organisation », *Travail et Emploi*, n° 112, pp. 35-47.
- Van de Ven W. P. M. M. & Van Praag B. M. S. (1981), "The demand for deductibles in private health insurance: a probit model with sample selection", *Journal of Econometrics*, 17, pp. 229-252.