



**HAL**  
open science

## Ancienneté des salariés et pérennité des entreprises : quelle relation ?

Richard Duhautois

► **To cite this version:**

Richard Duhautois. Ancienneté des salariés et pérennité des entreprises : quelle relation?. 2005.  
hal-00831512

**HAL Id: hal-00831512**

**<https://hal.science/hal-00831512>**

Preprint submitted on 7 Jun 2013

**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.

DOCUMENT DE TRAVAIL

ANCIENNETÉ DES SALARIÉS ET PÉRENNITÉ  
DES ENTREPRISES : QUELLE RELATION ?

RICHARD DUHAUTOIS

N° 42

juillet 2005

**CENTRE  
D'ÉTUDES  
DE L'EMPLOI**

«LE DESCARTES I»  
29, PROMENADE MICHEL SIMON  
93166 NOISY-LE-GRAND CEDEX  
TÉL. 01 45 92 68 00 FAX 01 49 31 02 44  
MÉL. [cee@cee.enpc.fr](mailto:cee@cee.enpc.fr)  
<http://www.cee-recherche.fr>

# Ancienneté des salariés et pérennité des entreprises : quelle relation ?

RICHARD DUHAUTOIS

[richard.duhautois@mail.enpc.fr](mailto:richard.duhautois@mail.enpc.fr)

*Centre d'études de l'emploi*

DOCUMENT DE TRAVAIL

N° 42

juillet 2005

ISSN 1629-7997  
ISBN 2-11-094598-2

## **Ancienneté des salariés et pérennité des entreprises : quelle relation ?**

Richard Duhautois

### **RESUME**

Il existe de nombreuses raisons à la mobilité des salariés. Parmi ces raisons, l'une d'elles occupe une place particulière : les disparitions d'entreprises. Aux États-Unis, environ un quart des pertes d'emplois est lié à la fermeture d'établissements (Farber, 2003). Puisqu'il existe de nombreuses disparitions parmi les plus petites entreprises, cela explique pourquoi, à un instant donné, l'ancienneté moyenne des salariés dans les petites est plus faible que dans les grandes entreprises.

En utilisant, pour la France, un fichier apparié employeurs/salariés entre 1985 et 1999, on montre que, si on contrôle la pérennité des entreprises, toutes choses égales par ailleurs, les salariés des entreprises de moins de vingt personnes restent plus longtemps dans leur entreprise que les salariés des plus grandes entreprises. En cohérence avec ce résultat, en prenant en compte l'ancienneté au moment de la mobilité, on observe que les salariés des entreprises de moins de vingt personnes ont moins de chance de connaître une mobilité si on contrôle la démographie des entreprises.

**Mots-clefs** : mobilités professionnelles ; taille d'entreprises ; démographie des entreprises ; logit multinomial.

## *Are Workers Seniority and Firms Survival Related?*

### *Abstract*

*There are many reasons why workers change jobs. Among these reasons, one is of a particular interest: plants or firms closing. In the US economy, about one fourth of job loss is due to plants closing (Farber, 2003). Since size of most plants which close is small, that explains why average workers seniority is lower in small firms than in big ones.*

*Using a matched employers-employees data set between 1985 and 1999 for France, controlling for firms survivals, we show that employees working in smaller firms stay longer than those working in bigger firms. In the same way, controlling for seniority, we also show that employees in small firms have a lower probability of quit if their firm survives.*

***Key words:*** *workers mobility; firm size; firms exit and entry; multinomial logit.*

## INTRODUCTION

De nombreuses études – économiques et sociologiques – sur la relation entre la mobilité professionnelle et la taille des entreprises montrent que la probabilité de quitter une entreprise est inversement proportionnelle à la taille de l'organisation (DiPrete, 1993 ; Kalleberg et Maasteca, 1998). Que ce soient des départs volontaires ou involontaires, les résultats sont identiques (Evans et Leighton, 1989). Le cheminement d'un salarié peut se décrire ainsi : il commence sa vie active dans des petites entreprises en occupant des emplois de courte durée. Ensuite, avec l'expérience, il accède à des entreprises plus structurées lui offrant des perspectives de carrières plus importantes.

L'utilisation de méthodes développées par Davis et Haltiwanger (1992) – pour décomposer les flux bruts d'emplois – montre également une relation décroissante entre la taille et les réallocations d'emplois (cf. Duhautois [2002] pour la France). La taille d'une entreprise est évidemment fortement reliée à d'autres dimensions de sa structure (Child, 1973 ; Kimberly, 1976) et elle représente souvent une proxy d'autres variables inobservables comme par exemple le capital humain spécifique (la part de salariés qualifiés est plus élevée dans les grandes entreprises). Les périodes de récession sont également plus propices à l'augmentation des destructions d'emplois dans les grandes entreprises qui se restructurent (Caballero et Hammour, 1994 ; Duhautois et Lagarde, 2005). Enfin, certains secteurs sont réputés plus instables que d'autres (par exemple, services en opposition à industrie).

On peut trouver plusieurs éléments justifiant la plus grande stabilité des salariés dans les grandes entreprises. La rémunération plus élevée perçue dans une grande entreprise est l'élément qui paraît le plus important. Ensuite, il existe dans les grandes entreprises des marchés internes plus vastes qui offrent aux salariés des carrières plus stimulantes, d'un point de vue personnel et d'un point de vue salarial (Hollister [2004] montre que c'est de moins en moins vrai). Évidemment, le lien entre évolution salariale et rémunérations est intimement réciproque. D'un point de vue théorique, les modèles de sélection (*job screening*, cf. Garen [1985] par exemple) mettent en évidence pourquoi les salaires offerts diffèrent en fonction de la taille de l'entreprise. Dans ces modèles, les entreprises offrent un salaire aux candidats basé sur l'évaluation de leur capacité, mais il est plus difficile pour les grandes entreprises d'obtenir ces informations. Ainsi, elles sélectionnent les candidats avec moins de précision et choisissent un salaire différent des petites pour éviter les problèmes d'anti-sélection. D'autres modèles mettent en avant le contrôle plus difficile dans un espace productif plus vaste (problème d'aléa moral) et « le préjudice que ferait subir la défaillance d'un membre » s'il n'était pas incité (Dupray, 1995). Ces phénomènes génèrent également une corrélation positive entre salaires et taille de l'entreprise. Outre la taille de l'entreprise, le secteur d'activité, la propriété de l'entreprise, être en croissance ou en récession, être utilisateur de sous-traitance ou d'emplois intérimaires conditionnent l'ancienneté moyenne dans une entreprise. L'ancienneté moyenne d'un individu dans une entreprise est la résultante des caractéristiques de l'individu, des caractéristiques de l'emploi occupé et de l'entreprise et de la rencontre des deux (Granovetter, 2000).

Dans cet article, nous insistons sur un phénomène important qui génère des mobilités différenciées en fonction de la taille des entreprises : les créations et les disparitions d'entreprises. Les disparitions et les créations d'entreprises sont relativement nombreuses chaque année et sont principalement le fait des plus petites d'entre elles (Baldwin, 1995). Ainsi, si on observe de façon transversale la distribution de l'ancienneté, elle est évidemment

moins importante, en moyenne, dans les petites entreprises (par exemple aux États-Unis, environ un quart des pertes d'emplois est lié à fermeture d'établissements [Farber, 2003]). Mais qu'en est-il dans les entreprises pérennes, c'est-à-dire celles qui ont atteint un âge « comparable » aux grandes ?

La première section présente les fichiers utilisés et quelques statistiques descriptives sur la répartition des salariés dans les différentes entreprises. La deuxième section s'intéresse à l'ancienneté des salariés en fonction des caractéristiques des entreprises en mettant en évidence le lien entre l'ancienneté, plus faible dans les petites entreprises, et le processus de création-disparition d'entreprises. Enfin, dans la troisième section, on modélise la probabilité pour un salarié soit de connaître une mobilité liée à la disparition de l'entreprise, soit de connaître une mobilité sans disparition, soit de rester dans l'entreprise.

## 1. LES DONNÉES

### 1.1. Les fichiers utilisés

Le fichier sur lequel nous travaillons est un appariement du panel DADS (déclarations annuelles de données sociales), de BRN (bénéfices réels normaux) et de l'enquête Lifi (liaisons financières). Nous utilisons également le fichier des MDST (modifications de structure) qui recense les plus grandes restructurations d'entreprises (c'est-à-dire les fusions et acquisitions) entre 1990 et 1999. En outre, nous utilisons le fichier RSI (régime simplifié) pour vérifier que les entreprises aient bien disparu et non passé un seuil.

Le panel DADS est issu de données fournies par les entreprises à l'administration (régimes sociaux). C'est un échantillon au 1/25<sup>e</sup> obtenu par l'extraction du fichier d'origine de tous les individus nés en octobre d'une année paire. Les individus extraits sont donc les mêmes d'années en années. Le panel suit chaque année environ 900 000 salariés (par exemple en 1999 le panel comprend 946 708 individus). Au niveau des individus, il permet l'étude des périodes d'emploi, des trajectoires professionnelles et salariales (hors emploi dans la fonction publique d'État). Au niveau des entreprises, il permet 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. Outre ces éléments de base, les principales variables nous 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 PCS, le nombre d'heures effectuées, etc.<sup>1</sup>

L'enquête Lifi donne des informations sur les liens financiers entre entreprises. Elle existe depuis 1979 pour les groupes privés et depuis 1984 pour les groupes publics. C'est une enquête annuelle dans laquelle chaque observation 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 1 200 K€, réaliser un chiffre d'affaires supérieur à 30 000 K€ ou disposer d'un effectif salarié supérieur à 500 personnes. Toutes les entreprises qui correspondent à l'un de ces trois critères sont interrogées en tant que

---

<sup>1</sup> Le fichier DADS utilisé dans l'appariement a été construit par Christian Cordellier de la division EFA de l'Insee pour être cohérent avec les analyses effectuées conjointement pour le Cerc.



« sociétés amont » sur leur portefeuille de titres de participation. 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 serait à son tour interrogée en tant que « société amont » (si elle ne l'a pas déjà été). Ainsi, celles des « sociétés aval » qui ne remplissent aucune des trois conditions mentionnées ne sont pas interrogées en tant que sociétés amont mais restent dans le fichier.

Le fichier des BRN procure des informations sur l'entreprise à laquelle appartient l'individu (effectifs, valeur ajoutée, etc.). Le fichier des BRN est un échantillon du fichier des Bénéfices industriels et commerciaux (BIC) qui recense toutes les entreprises du secteur marchand. Le fichier des BRN fournit des informations sur les entreprises dont le chiffre d'affaires annuel est, *grosso modo*, supérieur à 3,8 millions de francs en 1995. Le fichier contient plus de 600 000 entreprises chaque année.

Le fichier RSI provient également du fichier des BIC pour les petites entreprises. Chaque année, ce fichier contient 800 000 entreprises.

## 1.2. L'appariement

Au départ, entre 1985 et 2000, 1 109 845 salariés apparaissent au moins une fois dans les DADS. Après appariement avec le fichier des BRN et LIFI il reste 893 342 salariés dont l'entreprise a été retrouvée au moins une année (les autres sont essentiellement dans le régime d'imposition simplifié, le fichier RSI). Il y a une surreprésentation des grandes entreprises du fait qu'il existe de nombreuses petites entreprises sans salariés nées au mois d'octobre d'une année paire.

Chaque année environ 400 000 salariés sont observés. Pour chaque salarié, l'ancienneté dans l'entreprise est calculée comme la durée passée dans celle-ci. Pour corriger des « effets de stock » de la première année (1985), on a récupéré les informations sur l'entreprise dans laquelle se trouvait le salarié : s'il a changé d'entreprise entre 1976 et 1984, on a identifié ce changement ; s'il est dans la même entreprise depuis au moins 1975, l'ancienneté moyenne est une estimation car on ne dispose pas de l'information avant cette date. On a vérifié que la structure par âge et par CS des salariés de la base finale en 1999 ressemble bien aux données issues du recensement de la population.

Pour calculer la part des salariés qui quittent une entreprise du fait de la disparition de celle-ci, nous récupérons tous les identifiants (numéro SIREN) des entreprises (BRN et RSI) entre 1991 et 1999 et implémentons un code lorsque l'identifiant est le dernier une année donnée. Parallèlement, on identifie les salariés qui changent d'entreprises dont on extrait la liste si le numéro SIREN est le dernier. Pour éviter les problèmes liés aux délais d'enregistrement, on prend en compte une année supplémentaire. Par exemple, on peut retrouver dans le fichier BRN-RSI, une entreprise en  $n$  qui a réellement disparu en  $n-1$  (voire en  $n-2$ ) ; ainsi, si on effectue l'appariement avec l'identifiant et l'année, on peut perdre l'information sur sa disparition.

## Encadré 1

**Quelques notions sur les indemnités liées à l'ancienneté**

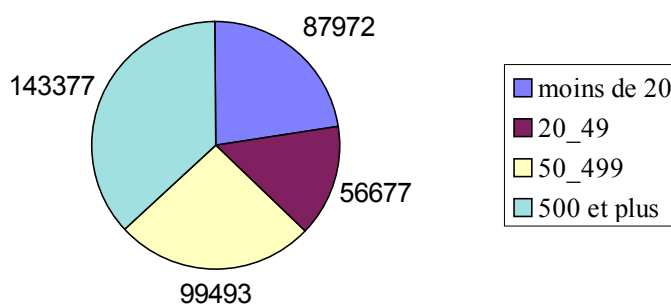
Le droit du travail français protège d'autant mieux les salariés qu'ils ont une ancienneté dans l'entreprise plus importante. Un salarié qui a moins de six mois d'ancienneté peut être licencié sans préavis et sans indemnité de la part de son employeur. En revanche, un salarié qui a deux ans d'ancienneté ou plus ne peut être licencié sans préavis et sans indemnité de licenciement. Dans ce cas, le préavis est au moins de deux mois. Pour les salariés qui ont entre six mois et deux ans d'ancienneté, le préavis est d'un mois et ils n'ont droit à aucune indemnité. Si l'employeur ne respecte pas la durée des préavis, il doit fournir aux salariés des indemnités (salaires et primes) couvrant ce préavis.

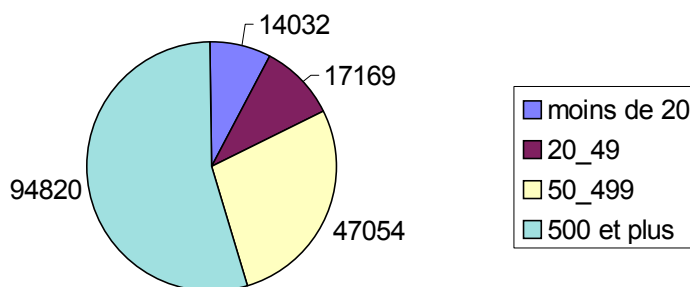
L'indemnité de licenciement est fonction du salaire brut perçu par le salarié avant la rupture de son contrat de travail. Son montant varie en fonction du motif, personnel (par exemple refus de modification du contrat de travail) ou économique. En cas de licenciement pour motif non économique, l'indemnité est égale à  $1/10^e$  du salaire mensuel de référence par année d'ancienneté. Au-delà de dix ans d'ancienneté, il faut ajouter  $1/15^e$  du salaire mensuel de référence par année de présence. En cas de licenciement pour motif économique, l'indemnité est égale à  $2/10^e$  du salaire mensuel de référence par année d'ancienneté. Au-delà de dix ans, il faut ajouter  $2/15^e$  du salaire mensuel de référence par année de présence.

**1.3. Quelques statistiques générales**

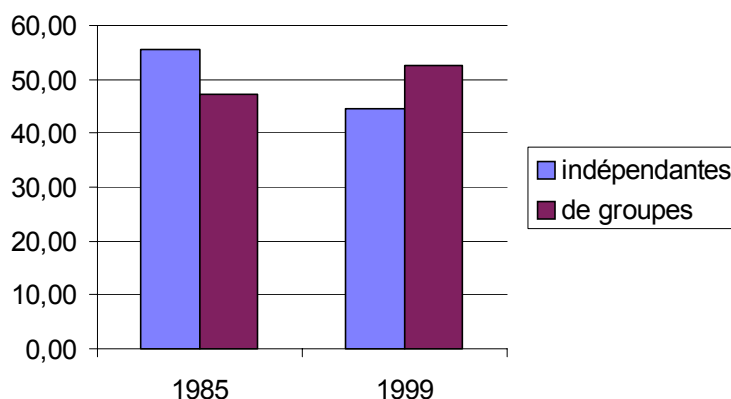
Le graphique 1 donne la répartition des salariés par types d'entreprises sur la période 1985-2000. La première partie concerne toutes les entreprises et la seconde les entreprises pérennes de la période. Environ un tiers des salariés travaille dans des entreprises de plus de 500 personnes et environ un quart dans des entreprises de moins de 20 personnes. Les 40 % restant se répartissent dans les entreprises dont les effectifs sont compris entre 20 et 499 salariés. Les entreprises pérennes de la période (deuxième partie du graphique) sont plus grandes en moyenne, c'est pourquoi la répartition des effectifs se déforme en faveur des entreprises de plus de 500 salariés (55 %). 8 % des salariés travaillent dans une entreprise pérenne de moins de 20 personnes.

**Graphique 1**  
**Nombre de salariés par taille d'entreprises**  
(ensemble, en moyenne entre 1985 et 2000 et pour les entreprises pérennes sur la période)





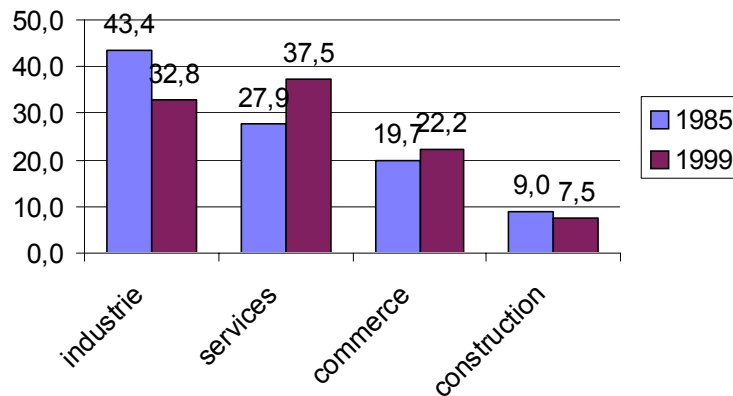
**Graphique 2**  
**Répartition des salariés par types d'entreprises**  
**(indépendantes et groupes, en %)**



Le graphique 2 représente la part des salariés travaillant dans un groupe et la part des salariés travaillant dans une entreprise indépendante en 1985 et en 1999. En moyenne sur la période, 51 % des salariés travaillent dans des entreprises indépendantes et 49 % dans des entreprises appartenant à un groupe. Cependant, de plus en plus de salariés travaillent dans une entreprise de groupe. Cette évolution est continue sur la période. En 1985, un peu moins de 45 % des salariés travaillaient dans une entreprise qui appartenait à un groupe ; en 1999, ce chiffre est de 53 %.

Le graphique 3 présente l'évolution de la répartition des salariés par grands secteurs d'activité en 1985 et en 1999. On observe bien sûr le phénomène de « désindustrialisation » de l'économie pendant les quinze dernières années : dans notre champ, la part de salariés dans l'ensemble de l'industrie passe de 43 % à 33 %. Dans le même temps, la part des salariés dans le tertiaire augmente d'environ douze points (9,5 pour les services et 2,5 pour le commerce). Le secteur de la construction emploie 7,5 % des salariés en 1999 alors qu'il en employait 9 % quinze ans auparavant.

**Graphique 3**  
**Répartition des salariés par secteurs**  
**(industrie, construction, commerce, services, en %)**



## 2. L'ANCIENNETÉ ET LA TAILLE

### 2.1. La taille de l'entreprise n'est pas une donnée exogène

Un des problèmes majeurs lorsqu'on essaie d'expliquer le comportement des entreprises par leur taille est l'endogénéité de la variable « taille ». En effet, les entreprises de petites tailles par rapport aux entreprises de grandes tailles (si on ne prend que deux catégories) ont des caractéristiques différentes en termes de composition de la main-d'œuvre et en termes d'insertion dans le système productif. Même s'il existe des caractéristiques inobservables dans le comportement de l'entreprise (comme la capacité de l'entrepreneur à faire durer ou croître son entreprise), on peut facilement introduire des variables de contrôle, comme le secteur, le fait d'être sous-traitant ou dans un secteur concentré ou plus ou moins capitalistique, qui déterminent en grande partie ce comportement. En revanche, il est plus difficile de contrôler certains effets inobservables propres aux salariés. Notamment, qu'est ce qui détermine *ex ante* le choix d'un salarié à chercher un emploi dans une petite ou une grande entreprise ? Son diplôme, son sexe, son lieu d'habitation et son âge, par exemple, sont des caractéristiques observables avec lesquelles on peut se débrouiller pour améliorer la connaissance sur les entrées dans les différentes entreprises. Cependant, le capital humain spécifique à chaque salarié peut jouer un rôle dans le choix de la taille de l'entreprise. Ainsi, dans un cas extrême, on pourrait imaginer que les salariés qui entrent dans les petites entreprises ont des caractéristiques inobservables particulières influençant la vie ou la mort d'une entreprise.

### 2.2. L'ancienneté moyenne dans les entreprises

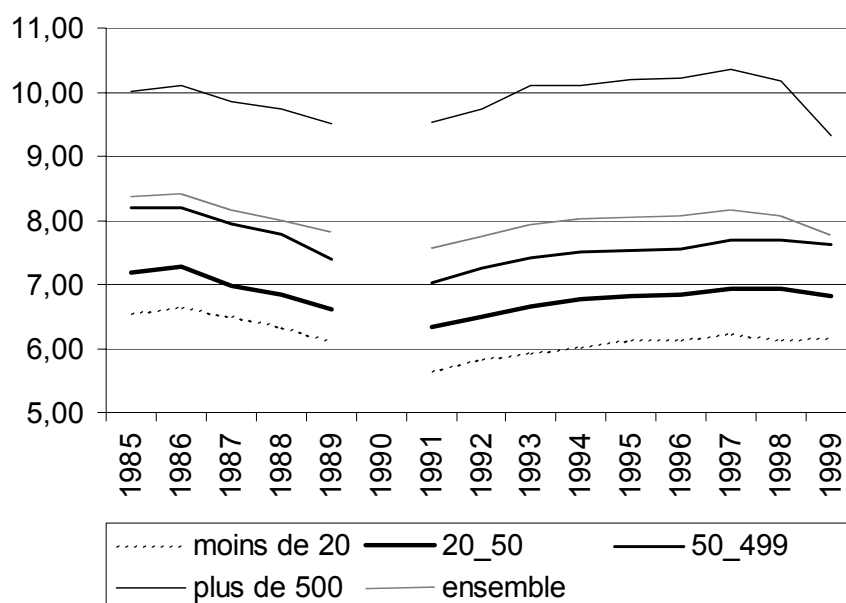
Lorsqu'on calcule une ancienneté moyenne chaque année par taille d'entreprises, on retrouve les résultats de la littérature : l'ancienneté moyenne est plus élevée dans les grandes entreprises. Ce constat peut d'abord évidemment être expliqué par la probabilité de créations et de disparitions d'entreprises, plus forte pour les plus petites d'entre elles. C'est-à-dire qu'à un instant donné, la distribution de l'âge de l'entreprise est corrélée à sa taille. Que se passe-

t-il si on contrôle cet effet ou autrement dit l'âge de l'entreprise ? Les salariés des petites entreprises ne sont pas aussi mobiles qu'on veut bien le dire. Une petite entreprise « qui a une histoire » peut de la même façon qu'une grande être attractive. Mais, cette attraction passe-t-elle par les salaires ou d'autres variables ?

L'ancienneté moyenne d'un salarié dans une entreprise est d'environ huit ans. Elle diminue légèrement entre 1985 et 1999. Il semble que la déformation de la distribution de l'ancienneté s'observe aux deux extrémités : une augmentation des anciennetés les plus longues et une augmentation des anciennetés courtes. Sur ce point, on rejoint l'analyse de Farber (1999) sur la caractérisation des marchés du travail dans les pays occidentaux.

Le graphique 4<sup>2</sup> montre que l'ancienneté moyenne des individus croît avec la taille de l'entreprise. Entre 1985 et 1999, l'ancienneté moyenne des salariés travaillant dans les entreprises de moins de 20 personnes est de 6,1 ans ; celle des salariés des entreprises de 20 à 49 personnes est de 6,8 ans ; celle des salariés des entreprises de 50 à 499 personnes est de 7,6 ans ; et enfin, celle des salariés des entreprises de plus de 500 personnes est de 9,8 ans. Ces moyennes temporelles cachent la contra-cyclicité de l'ancienneté dans les entreprises. Quelle que soit la taille, l'ancienneté diminue en phase de croissance et augmente en phase de récession. Cela correspond aux nombres d'entrées et de sorties de l'entreprise lors des différentes phases du cycle. La baisse que l'on observe en 1999 pour les grandes entreprises est liée à un grand nombre d'entrées dans ces entreprises (Duhautois, 2005). Si on compare les deux points extrêmes, l'ancienneté moyenne baisse d'environ six mois, ce qui peut s'expliquer par des niveaux différents dans le cycle.

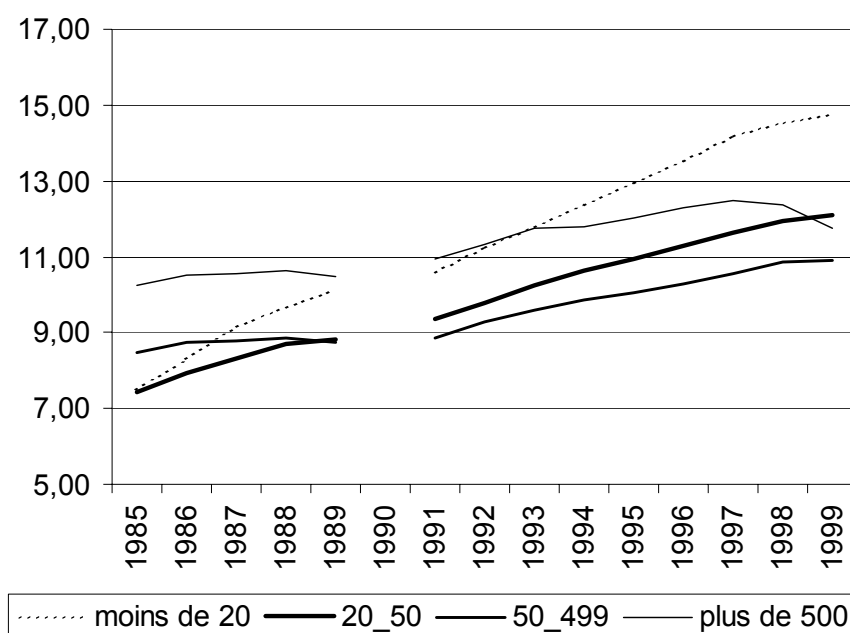
**Graphique 4**  
**Ancienneté moyenne par taille d'entreprises**



2 En 1990, il n'y a pas de données du panel DADS (comme en 1981 et 1983).

Comme on l'a souligné en introduction, les différences dans les niveaux de salaires, notamment, expliquent *a priori* la différence d'ancienneté entre petites et grandes entreprises. En se focalisant plutôt sur le phénomène des créations et disparitions d'entreprises, on obtient un résultat intéressant : l'ancienneté moyenne au sein des petites entreprises pérennes est plus élevée que celle au sein des grandes. Le graphique 5 présente l'ancienneté moyenne à chaque date pour les entreprises qui sont présentes en 1985 et en 2000 dans le panel. Lorsqu'une petite entreprise survit, les salariés ont tendance à rester dans l'entreprise autant que dans une grande. On peut expliquer ce phénomène de la façon suivante : il existe un fort *turnover* dans les entreprises récentes ; ensuite, par tâtonnement, l'entreprise trouve une stabilité. Pour garder ses salariés, une telle entreprise a besoin de les motiver en les rémunérant autant que dans une grande. Cependant, si en effet on trouve que les salaires des très petites entreprises pérennes sont équivalents aux pérennes moyennes, les rémunérations des entreprises de plus de 500 salariés restent largement au-dessus. L'explication se trouve soit dans la structure des qualifications soit dans la prime que les salariés sont prêts à payer pour rester dans un bassin d'emplois restreint.

**Graphique 5**  
**Ancienneté moyenne par taille d'entreprises**  
**(pérennes, taille courante)**

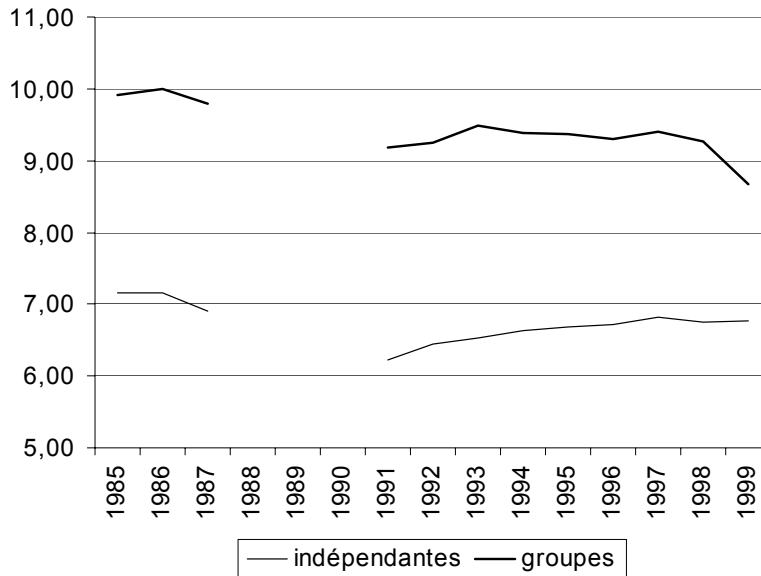


Le graphique 6 présente<sup>3</sup> l'évolution de l'ancienneté moyenne dans les entreprises qui appartiennent à un groupe et les entreprises indépendantes. En ne prenant en compte que les évolutions entre 1991 et 1999, on constate une légère diminution de l'ancienneté moyenne dans les groupes et une augmentation dans les entreprises indépendantes. Ce resserrement est lié à l'évolution du nombre de petits groupes sur la décennie 1990 : le nombre d'individus du panel travaillant dans un groupe a augmenté de 20 % et dans le même temps le nombre des

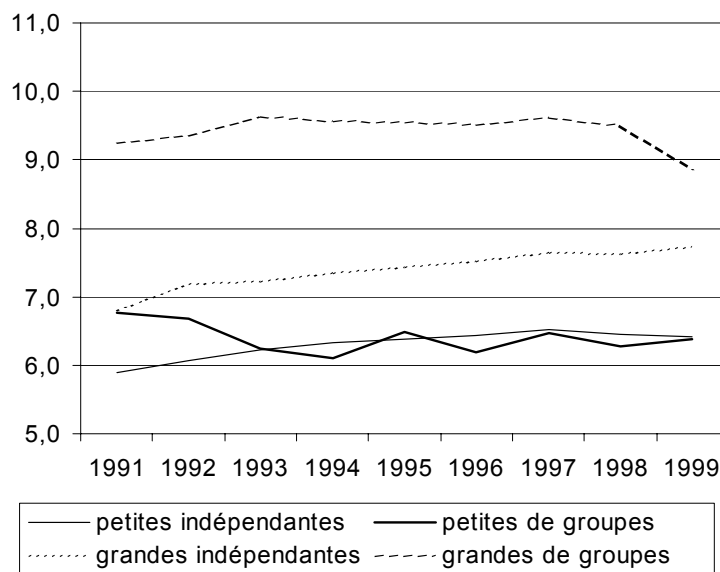
3 L'enquête Lifi n'existe pas en 1988.

individus travaillant dans les entreprises indépendantes a diminué de 20 %. Dans les plus petites entreprises appartenant à un groupe (moins de 50 salariés), les effectifs ont été multipliés par 2,9. Par conséquent, l'effet de structure est plus important que l'évolution au sein de la classe.

**Graphique 6**  
Ancienneté moyenne par types d'entreprises  
(indépendantes et ∈ groupes)



**Graphique 7**  
Ancienneté moyenne par types d'entreprises  
(indépendantes et ∈ groupes) et tailles



## 2. DE QUOI DÉPEND L'ANCIENNETÉ DES SALARIÉS ?

Afin d'effectuer des corrélations *toutes choses égales par ailleurs*, on régresse<sup>4</sup> l'ancienneté individuelle des salariés en fonction de leurs propres caractéristiques et de caractéristiques de l'entreprise. Les résultats sont présentés dans le tableau 1. On effectue l'analyse sur l'ensemble des individus et l'ensemble de la période (équation 1), sur les individus dans les entreprises pérennes pour l'ensemble de la période (équation 2), en 1986 (équation 3) et 1999 (équation 4). On a introduit des indicatrices temporelles et sectorielles quand cela est possible.

On retrouve une partie des résultats de l'analyse des statistiques descriptives. D'une part, si on ne tient pas compte de la pérennité des entreprises, l'ancienneté augmente avec la taille (cf. coefficients des équations 1, 3 et 4). Au contraire, en tenant compte de la pérennité, l'ancienneté peut être importante dans les petites entreprises : dans l'équation 2 le coefficient des moins de 20 salariés est positif et significatif.

Toutes choses égales par ailleurs, l'ancienneté des salariés des entreprises qui ont des dépenses de sous-traitance et d'intérim est plus élevée. Les salariés stables qui sont dans ces entreprises bénéficient d'une protection. Les entreprises dont la part de la sous-traitance et de l'intérim a crû plus que les parts médianes sont essentiellement les entreprises des grands groupes industriels et financiers et des entreprises concurrentielles traditionnelles (industrie agro-alimentaire et commerce de gros, par exemple). Ce sont des entreprises qui ont vu leurs effectifs décroître assez fortement. Ainsi, ceux qui sont restés ont une ancienneté importante.

Les résultats sont plus mitigés en ce qui concerne l'ancienneté en fonction de l'indépendance ou non de l'entreprise : l'ancienneté est plus faible dans les entreprises qui appartiennent à un groupe sur le fichier non cylindré (en prenant en compte les créations et disparitions d'entreprises). Les nombreuses créations d'entreprises dans les groupes, les restructurations et la mobilité intra-groupe pour les cadres doivent jouer ce rôle. En revanche, sur le fichier cylindré, on obtient une ancienneté plus grande dans les entreprises qui appartiennent à un groupe.

### Encadré 2

#### Les modèles de durée

Les modèles de durée ont pour but d'analyser quantitativement le temps passé par un individu dans un état donné. En ce qui nous concerne, l'individu est le salarié et l'état son ancienneté dans une entreprise donnée. Pour caractériser l'ancienneté, nous avons besoin de connaître la probabilité instantanée de quitter l'entreprise, c'est-à-dire la probabilité de la quitter en  $t$  sachant que l'on a survécu jusqu'alors. Cette probabilité n'est pas identique pour tous les individus et dépend de caractéristiques particulières. On note :

<sup>4</sup> On a choisi d'utiliser un modèle de durée pour modéliser l'ancienneté mais on aurait tout à fait pu utiliser les MCO. Dans ce cas simple, les résultats sont quasiment identiques.



$h(t, x) = \frac{f(t, x)}{S(t, x)}$  cette probabilité, appelée *fonction de hasard*, où  $f(t, x)$  est une densité de probabilité et  $S(t, x)$  une fonction de survie, qui dépendent du temps  $t$  et d'un ensemble de variables  $x$ . On utilise une loi log-normale dans les estimations paramétriques.

La vraisemblance du modèle s'écrit :

$L = \prod_{i=1}^n f(t_i, x)$ , où  $n$  est le nombre d'observations et  $t_i$  l'ancienneté et  $x$  l'ensemble des variables explicatives. Si l'observation n'est pas censurée, alors  $f(t_i, x) = h(t_i, x)S(t_i, x)$  et si l'observation est censurée alors  $f(t_i, x) = S(t_i, x)^5$ . La vraisemblance devient :

$$L = \prod_{i=1}^n [h(t_i, x)S(t_i, x)]^{c_i} [S(t_i, x)]^{1-c_i} = \prod_{i=1}^n [h(t_i, x)]^{c_i} [S(t_i, x)]$$

Pour la loi log-normale,  $h(t, x) = \frac{\exp\{-x'\beta\} \alpha t^{\alpha-1}}{1 + \exp\{-x'\beta\} t^\alpha}$  et  $S(t, x) = (1 + \exp\{-x'\beta\} t^\alpha)^{-1}$ .

**Tableau 1**  
**Résultats des modélisations de l'ancienneté**

		Equation 1 (ensemble)	Equation 2 (pérennes)	Equation 3 (1986)	Equation 4 (1999)
	constante	1,62***	1,59***	<b>1,14***</b>	<b>1,34***</b>
Taille	Moins de 20 salariés	<b>-0,15***</b>	<b>0,25***</b>	<b>-0,17***</b>	<b>-0,11***</b>
	Entre 20 et 50 salariés	<b>-0,09***</b>	<b>0,07***</b>	<b>-0,12***</b>	<b>-0,07***</b>
	Entre 50 et 500 salariés	<b>-0,05***</b>	<b>-0,02***</b>	<b>-0,06***</b>	<b>-0,05***</b>
	Plus de 500	<b>Ref.</b>	<b>Ref.</b>	<b>Ref.</b>	<b>Ref.</b>
	Log du taux de croissance des bénéficiés	<b>0,004***</b>	<b>0,02***</b>	<b>0,04***</b>	<b>-0,03***</b>
Dépenses de sous-traitance	A des dépenses	<b>0,02***</b>	<b>0,08***</b>	<b>0,01***</b>	<b>0,02***</b>
	N'en a pas	<b>Ref.</b>	<b>Ref.</b>	<b>Ref.</b>	<b>Ref.</b>

<sup>5</sup> Lorsque la donnée est censurée à droite  $h(t) = 1$ .

Dépenses d'intérim	A des dépenses	<b>0,002</b>	<b>0,03***</b>	<b>-0,04***</b>	<b>0,02***</b>
	N'en a pas	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
Propriété	∈ d'un groupe	<b>-0,11***</b>	<b>0,06***</b>	<b>-0,11***</b>	<b>0,04***</b>
	∉ d'un groupe	<b>Ref.</b>	<b>Ref.</b>	<b>Ref</b>	<b>Ref</b>
CS	Directeurs salariés	<b>0,64***</b>	<b>0,86***</b>	<b>0,83***</b>	<b>0,44***</b>
	Cadres	<b>0,32***</b>	<b>0,59***</b>	<b>0,62***</b>	<b>0,01***</b>
	PI	<b>0,41***</b>	<b>0,72***</b>	<b>0,68***</b>	<b>0,14***</b>
	Employés	<b>0,38***</b>	<b>0,66***</b>	<b>0,67***</b>	<b>0,07***</b>
	Ouvriers	<b>0,38***</b>	<b>0,70***</b>	<b>0,67***</b>	<b>0,11***</b>
	Stagiaires	<b>Ref.</b>	<b>Ref.</b>	<b>Ref.</b>	<b>Ref</b>
Age des salariés	Moins de 25 ans	<b>-1,8***</b>	<b>-2,08***</b>	<b>-1,69***</b>	<b>-1,97***</b>
	Entre 25 et 35 ans	<b>-0,81***</b>	<b>-0,93***</b>	<b>-0,68***</b>	<b>-0,87***</b>
	Entre 35 et 45 ans	<b>-0,37***</b>	<b>-0,36***</b>	<b>-0,45***</b>	<b>-0,34***</b>
	Entre 45 et 55 ans	<b>-0,18***</b>	<b>-0,14***</b>	<b>-0,22***</b>	<b>-0,11***</b>
	Plus de 55 ans	<b>Ref.</b>	<b>Ref.</b>	<b>Ref.</b>	<b>Ref</b>

### 3. LA MOBILITÉ CONTRAINTÉ PAR LA DISPARITION DE L'ENTREPRISE

Cette section prend le contre-pied de la précédente en tentant de mesurer la part des salariés contraints de bouger du fait de la disparition de leur entreprise. On appelle « mobilité contrainte » la mobilité que les salariés sont obligés de faire suite à la disparition de leur entreprise. La mobilité « non contrainte » est l'ensemble du reste des mobilités observées. Dans ce dernier ensemble, il existe des mobilités volontaires (par exemple, un départ pour une activité mieux rémunérée) et des mobilités involontaires (par exemple, un licenciement).

#### 3.1. Quelques faits

Le tableau 2 présente ce type de mobilité selon la taille et l'ancienneté. Pour chaque catégorie d'ancienneté, il y a deux niveaux : la première ligne donne la part des mobilités liées aux disparitions d'entreprises dans la classe correspondante et la seconde donne la part des mobilités liées aux disparitions d'entreprises dans l'ensemble des mobilités liées aux disparitions. Par exemple, 24,5 % des mobilités dans les entreprises de moins de 20 salariés entre 1991 et 1998 sont le fait de la disparition de l'entreprise ; 44 % des mobilités liées aux

disparitions d'entreprises sont localisées dans les entreprises de moins de 20 salariés. Ces chiffres sont respectivement 9,7 % et 15,0 % pour les entreprises de 500 salariés et plus. Ces mobilités « forcées » décroissent bien avec la taille de l'entreprise.

Pour les entreprises de moins de 50 salariés (les deux premières classes), la part des mobilités « forcées » est assez stable avec l'ancienneté (autour de 20 %). On peut supposer deux effets contraires à l'œuvre : le premier est un effet « nombre d'entreprises ». Il y a moins de petites entreprises ayant au moins deux ans d'existence qui disparaissent ; le second un effet « nombre de salariés ». Les entreprises ayant deux ans d'existence sont plus grandes par conséquent, lorsqu'elles disparaissent, cela concerne plus de salariés. Cet effet est observable dans les parts de mobilités de chaque classe, qui augmentent avec l'ancienneté : la surreprésentation des petites entreprises s'accroît avec l'ancienneté (56 % pour les salariés ayant au moins dix ans d'ancienneté).

Un autre effet, qui reste dans notre cas inobservable, est celui qui, même si l'entreprise ne disparaît pas, fait que le salarié a tendance à changer d'entreprise (par exemple pour augmenter son salaire), ce qui se traduit par une augmentation relative de la mobilité « non forcée ». Dans ce cas, l'effet est également corrélé à l'âge de l'entreprise que l'on ne peut contrôler directement : plus une grande entreprise est âgée plus la probabilité de disparaître est faible (Dunne et *al.*, 1989). Les près de 10 % sont sans doute le fait d'entreprises jeunes qui ont grossi très vite et qui n'ont pas survécu.

**Tableau 2**  
**Mobilités et disparitions d'entreprises en moyenne entre 1991 et 1998**  
**(par taille)**

		Moins de 20 salariés	Entre 20 et 49 salariés	Entre 20 et 499 salariés	Plus de 500 salariés
Ensemble	Part des mobilités liées aux disparitions d'entreprises dans la classe (%)	24,5	17,7	14,4	9,7
	Part des mobilités liées aux disparitions d'entreprises dans l'ensemble (%)	44,0	18,3	22,7	15,0
Salariés avec ancienneté ≥2 ans	Part des mobilités liées aux disparitions d'entreprises dans la classe (%)	22,2	16,4	9,6	2,6
	Part des mobilités liées aux disparitions d'entreprises dans l'ensemble (%)	56,2	20,5	17,5	5,7
Salariés avec ancienneté ≥10 ans	Part des mobilités liées aux disparitions d'entreprises dans la classe (%)	23,8	15,3	8,1	0,9
	Part des mobilités liées aux disparitions d'entreprises dans l'ensemble (%)	56,3	21,3	19,2	3,1

Quoi qu'il en soit, ce simple tableau montre une réelle instabilité liée aux disparitions d'entreprises dans les plus petites. Ces taux plus élevés montrent bien la contrainte qui pèse sur les salariés des petites entreprises en dehors de toutes les caractéristiques de rémunérations ou de carrières.

Le tableau 3 présente les résultats par catégorie sociale (CS) : directeurs salariés, cadres, professions intermédiaires, employés et ouvriers. En dehors de celle des chefs d'entreprises, la part des mobilités contraintes par CS dans chaque classe est plutôt identique. Les chefs d'entreprises salariés sont évidemment les plus touchés puisqu'ils sont créateurs de leur entreprise et restent jusqu'à leur disparition éventuelle. Pour les autres CS, les chiffres fluctuent de 15,4 % pour les employés à 17,7 % pour les ouvriers, et diminuent dans des proportions équivalentes avec l'ancienneté.

Les salariés les plus concernés sont les ouvriers, qui représentent environ 40 % de l'ensemble des salariés contraints ; les mobilités forcées des ouvriers sont assez stables avec l'ancienneté. Ceux qui semblent représenter une part de moins en moins importante de la mobilité forcée au fur et à mesure qu'ils restent dans l'entreprise sont les techniciens et les professions intermédiaires (20 % de l'ensemble, quelle que soit l'ancienneté, et 15 % pour les salariés de dix ans d'ancienneté), en raison peut-être des caractéristiques des entreprises qui les emploient.

**Tableau 3**  
**Mobilités et disparitions d'entreprises en moyenne entre 1991 et 1998**  
**(par CS hors stagiaires)**

		Directeurs salariés	cadres	PI	employés	ouvriers
Ensemble	Part des mobilités liées aux disparitions d'entreprises dans la classe (%)	22,7	16,5	17,1	15,4	17,7
	Part des mobilités liées aux disparitions d'entreprises dans l'ensemble (%)	2,4	10,6	20,3	23,8	40,9
Salariés avec ancienneté >=2 ans	Part des mobilités liées aux disparitions d'entreprises dans la classe (%)	23,9	12,1	11,5	12,8	13,0
	Part des mobilités liées aux disparitions d'entreprises dans l'ensemble (%)	6,2	10,2	17,4	23,3	41,9
Salariés avec ancienneté >=10 ans	Part des mobilités liées aux disparitions d'entreprises dans la classe (%)	21,7	8,1	8,2	11,9	10,3
	Part des mobilités liées aux disparitions d'entreprises dans l'ensemble (%)	9,7	9,5	15,5	21,0	44,2

Le tableau 4 présente la part des mobilités forcées par grand secteur d'activité : industrie, énergie, construction, commerce et services. Quelle que soit l'ancienneté, la part des salariés

contraints à la mobilité du secteur de l'énergie représente 2 % ; dans ce secteur concentré, les entreprises sont grandes et pérennes, ce qui explique ce faible taux. Au contraire, dans le secteur de la construction, où les entreprises connaissent un turnover assez important, la part des salariés mobiles contraints atteint presque un quart. Et même, avec dix ans d'ancienneté, les salariés ont des probabilités très fortes d'être dans une entreprise qui disparaît, puisqu'il en reste 18 % qui connaissent des mobilités forcées.

En structure, les salariés des secteurs du commerce sont particulièrement concernés par les mobilités forcées (37,5 %, toutes anciennetés confondues). En revanche, lorsque l'entreprise a survécu, ce sont surtout les salariés du secteur industriel qui subissent la mobilité. On peut émettre deux idées opposées : d'une part, les entreprises sont plus grandes et connaissent sans doute davantage de plans sociaux ; d'autre part, Delarre, Duhautois et Kramarz (2005) observent qu'il y a plus de mobilité lorsque les entreprises sont en croissance.

**Tableau 4**  
**Mobilités et disparitions d'entreprises en moyenne entre 1991 et 1998**  
**(par secteur)**

		Industrie	Énergie	Construc- tion	Commerce	Services
Ensemble	Part des mobilités liées aux disparitions d'entreprises dans la classe (%)	18,1	2,0	23,2	18,3	14,7
	Part des mobilités liées aux disparitions d'entreprises dans l'ensemble (%)	26,5	0,2	10,7	25,1	37,5
Salariés avec ancienneté $\geq 2$ ans	Part des mobilités liées aux disparitions d'entreprises dans la classe (%)	12,1	0,3	20,3	14,6	11,9
	Part des mobilités liées aux disparitions d'entreprises dans l'ensemble (%)	26,9	0,1	15,6	24,5	33,0
Salariés avec ancienneté $\geq 10$ ans	Part des mobilités liées aux disparitions d'entreprises dans la classe (%)	8,8	0,2	18,5	13,6	8,8
	Part des mobilités liées aux disparitions d'entreprises dans l'ensemble (%)	33,1	0,1	19,0	24,3	23,6

### 3.2. Une analyse de la corrélation

Dans cette partie, on effectue des corrélations toutes choses égales par ailleurs. On veut expliquer les trois types de mobilités : la classe des mobilités liées à la disparition d'une entreprise (« mobilités contraintes ») ; la classe des mobilités sans disparition d'entreprise (mobilités « non contraintes ») ; et la classe « pas de mobilité ». On tente de mesurer la probabilité qu'un salarié d'appartenir à ces différentes classes en fonction de certaines caractéristiques de l'entreprise et de ce salarié : on en distingue six (la taille et le secteur de

l'entreprise, la PCS, l'âge et l'ancienneté du salarié, ainsi que la conjoncture macro-économique à travers les indicatrices temporelles). On estime un modèle logit multinomial. On considère qu'un salarié d'une période à l'autre est un salarié différent : il peut exister des effets fixes inobservables qui peuvent biaiser les coefficients. La variable « ancienneté » essaie de prendre en compte une partie de ce phénomène. Le tableau 5 présente les résultats des estimations et le tableau 6 donne les effets moyens des différentes caractéristiques dans les différents modèles.

D'une façon générale, sans l'ancienneté, l'ajustement globale est beaucoup moins explicatif (cf. le R2 et le coefficient d'Estrella). En prenant en compte l'ancienneté au moment de la mobilité, toute chose égale par ailleurs, on observe : d'une part, les salariés des entreprises de moins de 20 personnes ont 3 % de chance en plus de subir une mobilité comparés à ceux des entreprises de 500 salariés si on ne contrôle pas la démographie des entreprises ; d'autre part, les salariés des entreprises de moins de 20 personnes ont 1,3 % de chance en moins de connaître une mobilité non forcée. Ce résultat est en cohérence avec le résultat de la seconde partie. On voit dans les résultats que ce qui est déterminant pour la mobilité, c'est l'ancienneté elle-même : pour les salariés non contraints par la disparition de l'entreprise, les salariés avec moins de deux ans d'ancienneté ont 70 % de chance en plus de quitter l'entreprise comparés à ceux de plus de dix ans d'ancienneté (Granovetter, 2000).

### Encadré 3 :

#### Le modèle logit multinomial

On observe  $n$  individus répartis en  $J$  classes, et chaque individu  $i$  n'appartient qu'à une seule classe. Dans le modèle logit multinomial (Cf. Cédric Afsa Essafi pour une présentation détaillée, 2003), on suppose que la probabilité que l'individu  $i$  fasse partie de la catégorie  $j$  dépend d'un ensemble de  $K$  variables explicatives,  $x_{ik}$  :

$$P(j/x_i) = G(x_i \beta_j)$$

Pour que  $P(j/x_i)$  soit une probabilité, on prend la fonction exponentielle pour assurer la positivité et une norme pour assurer la borne supérieure.

$$P(j/x_i) = \frac{\exp(x_i \beta_j)}{\sum_{h=1}^J \exp(x_i \beta_h)}, \text{ pour } j=1, \dots, J$$

Pour identifier le modèle, on prend une catégorie de référence pour chaque variable explicative, ce qui conduit à la nullité d'un coefficient par variable ; si par exemple, on prend comme catégorie de référence la dernière modalité, le modèle devient :

$$P(j/x_i) = \frac{\exp(x_i \beta_j)}{1 + \sum_{h=1}^{J-1} \exp(x_i \beta_h)} \text{ pour } j=1, \dots, J-1 \text{ et } P(J/x_i) = \frac{1}{1 + \sum_{h=1}^{J-1} \exp(x_i \beta_h)} \text{ pour } j=J$$

Ainsi, on obtient  $\text{Log}[P(j/x_i)/(J/x_i)] = x_i \beta$ .

On estime le modèle par le maximum de vraisemblance<sup>6</sup>.

<sup>6</sup> La procédure Catmod de SAS permet d'estimer ce type de modèle (Cf. le document de travail de C. Afsa Essafi pour de nombreuses précisions).

**Tableau 5**  
**Résultats de l'estimation du logit multinomial**

Variables	Mobilités « contraintes »		Mobilités « non contraintes »	
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 1	Modèle 2
Constante	-5,68***	-5,69***	-1,42***	-1,13
Taille de l'entreprise				
<i>Moins de 20</i>	2,95***	3,20***	0,01	0,30***
<i>Entre 20 et 49</i>	2,20***	2,38***	0,02	0,23***
<i>Entre 50 et 499</i>	1,39***	1,55***	0,02	0,20***
<i>500 et plus</i>	ref	ref	ref	ref
CS				
<i>Directeurs</i>	-0,11**	-0,39***	-0,12***	-0,49***
<i>Cadres</i>	-0,10***	-0,04	-0,06***	0,02**
<i>PI et techniciens</i>	0,02	0,03	0,02	-0,02**
<i>Employés</i>	0,00	0,00	0,03***	0,02**
<i>Ouvriers</i>	ref	ref	ref	ref
Age				
<i>Moins de 25 ans</i>	-3,27***	-0,65***	-3,56***	-0,23***
<i>Entre 25 et 34 ans</i>	-1,95***	-0,89***	-2,10***	-0,59***
<i>Entre 35 et 44 ans</i>	-1,87***	-1,15***	-2,04***	-0,99***
<i>Entre 45 et 54 ans</i>	-1,58***	-0,99***	-1,93***	-1,06***
<i>55 ans et plus</i>	ref	ref	ref	ref
Ancienneté				
<i>Moins de 2 ans</i>	3,75***	-	4,84***	-
<i>Entre 2 et 5 ans</i>	0,68***	-	1,04***	-
<i>Entre 5 et 10 ans</i>	0,06	-	0,15***	-
<i>Plus de 10 ans</i>	ref	-	ref	-
secteur				
<i>Industrie</i>	0,12***	0,13***	-0,00	0,03***
<i>Energie</i>	-1,17***	-1,54***	0,68***	0,13***
<i>construction</i>	ref	ref	ref	ref
<i>commerce</i>	0,12***	0,25***	0,06***	0,34***
<i>services</i>	0,35***	0,67***	0,13***	0,59***
Année				
<i>1991</i>	-0,16	0,37***	-0,24	0,39***
<i>1992</i>	0,34	0,07*	0,40	0,03**
<i>1993</i>	-0,10	-0,01	-0,26	-0,18***
<i>1994</i>	-0,44	-0,39***	-0,26	-0,23***
<i>1995</i>	-0,17	-0,11***	-0,31	-0,24***
<i>1996</i>	0,00	0,00	0,00	-0,03**
<i>1997</i>	-0,28	-0,18***	-0,28	-0,17***
<i>1998</i>	ref	ref	ref	ref
	Modèle 1		Modèle 2	
Nombre d'observations	771 146		771 146	
Log-Vraisemblance	-268 604		-414 556	
R2 de Mac Fadden	0,38		0,04	
Coefficient d'Estrella	0,41		0,04	

**Tableau 6**  
**Effets moyens des différentes caractéristiques**

Variables	Mobilités « contraintes »		Mobilités « non contraintes »		Pas de mobilité	
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 1	Modèle 2
Taille de l'entreprise						
<i>Moins de 20</i>	+3,05	+3,42	-1,27	+3,66	-1,78	-7,08
<i>Entre 20 et 49</i>	+1,39	+1,48	-0,49	+3,04	-0,90	-4,51
<i>Entre 50 et 499</i>	+0,54	+0,56	-0,12	+2,88	-0,42	-3,44
<i>500 et plus</i>	ref	ref	ref	ref	ref	ref
CS						
<i>Directeurs</i>	-0,06	-0,33	-0,98	-6,30	+1,04	+6,63
<i>Cadres</i>	-0,09	-0,06	-0,46	+0,32	+0,55	-0,26
<i>PI et techniciens</i>	0,00	0,04	+0,15	-0,32	-0,16	0,28
<i>Employés</i>	-0,01	-0,01	+0,31	+0,26	-0,30	-0,25
<i>Ouvriers</i>	ref	ref	ref	ref	ref	ref
Age						
<i>Moins de 25 ans</i>	-2,09	-1,07	-30,41	-4,23	+32,50	+5,30
<i>Entre 25 et 34 ans</i>	-1,54	-1,27	-20,92	-10,58	+22,46	+11,84
<i>Entre 35 et 44 ans</i>	-1,48	-1,46	-20,48	-16,38	+21,96	+17,84
<i>Entre 45 et 54 ans</i>	-1,17	-1,27	-19,84	-17,24	+21,01	+18,50
<i>55 ans et plus</i>	ref	ref	ref	ref	ref	ref
Ancienneté						
<i>Moins de 2 ans</i>	+2,92	-	+70,27	-	-73,20	-
<i>Entre 2 et 5 ans</i>	+0,37	-	+5,66	-	-6,03	-
<i>Entre 5 et 10 ans</i>	+0,02	-	+0,54	-	-0,57	-
<i>Plus de 10 ans</i>	ref	-	ref	-	ref	-
secteur						
<i>Industrie</i>	+0,14	+0,13	-0,13	+0,32	0,00	-0,45
<i>Energie</i>	-0,84	-0,77	+6,58	+1,90	-5,74	-1,14
<i>construction</i>	ref	ref	ref	ref	ref	ref
<i>commerce</i>	+0,10	+0,19	+0,45	+4,69	-0,55	-4,88
<i>services</i>	+0,35	+0,66	+0,93	+8,61	-1,28	-9,28

## CONCLUSION

En appariant des fichiers d'entreprises et de salariés sur une quinzaine d'années, cet article tente de montrer que ce n'est pas tant la taille de l'entreprise mais sa survie qui conditionne l'instabilité de l'emploi. Un quart des mobilités dans les entreprises de moins de 20 salariés entre 1991 et 1998 est le fait de la disparition de l'entreprise. Malheureusement, on ne peut isoler l'âge des entreprises qui doit jouer un rôle non négligeable. En revanche, à l'instar de Granovetter, l'ancienneté au moment de la mobilité semble être un facteur particulièrement significatif : plus un salarié est ancien dans l'entreprise, moins il la quitte.



## BIBLIOGRAPHIE INDICATIVE

- ABOWD J., P. CORBEL, F. KRAMARZ, 1999, "The entry and exit of workers and the growth of employment: an analysis of french establishments", *The review of economics and statistics*.
- AFSA ESSAFI C., 2003, « Les modèles polytomiques non ordonnées : théorie et applications », *Document de travail n° 0301*, série méthodologie statistique.
- BARON J., W. BIELBY, 1980, "Bringing the firms back in: stratification, segmentation, and the organisation of work", *American Sociological review*, Vol 45, pp 737-765.
- BARON, J., W. BIELBY (1984), "The organization of work in a segmented economy", *American Sociological review*, Vol 49, pp 454-473.
- BROWN C, J. MEDOFF, 2003, "Firm age and wages", *Journal of Labor Economics*, Vol 21, n° 3, pp 677-697.
- BUCHINSKY M., D. FOUGÈRE, F. KRAMARZ, R. TCHERNIS, 2002, "Interfirm mobility, wages and the return to seniority and experience in the U.S", *Document de travail du CREST*, n° 2002-29.
- BURGESS S., J., LANE D., STEVENS, 1998, "Hiring risky workers:some evidence", *Journal of economics and management strategy*, Vol 7, n° 4, pp 669-676.
- BURNOD G., A. CHENU, 2001, « Employés qualifiés et non qualifiés : une proposition d'aménagement de la nomenclature des catégories socio-professionnelles », *Travail et emploi*, n° 86, Dares.
- CABALLERO R., M. HAMMOUR, 1994, "The cleansing effect of recession", *American Economic Review*, 84(5), pp 1350-68.
- CHARDON O., 2001, « Les transformations de l'emploi non qualifié depuis 20 ans », *Insee première*, n° 796.
- CHILD J., 1973, "Predicting and understanding organization structure", *Administrative Science Quarterly*, Vol 19, pp 168-185.
- DAVIS S., J. HALTIWANGER, 1999, "Gross job flows", *Handbook of labour economics*, Volumes 3B, Orley and Card editors.
- DELARRE S., R. DUHAUTOIS, 2003, « La mobilité intra-groupe des salariés : un double cloisonnement local », à paraître *Économie et statistique* n° 369-370.
- DELARRE S., R. DUHAUTOIS, F. KRAMARZ, 2005, "Network of mobility", mimeo.
- DIPRETE T., 1993, "Industrial restructuring and the mobility response of american workers in the 1980's", *American Sociological review*, Vol 58, pp 74-96.
- DUHAUTOIS R., 2002, « Les réallocations d'emplois sont-elles en phase avec le cycle ? », *Économie et Statistique*, n° 351, 2002.
- DUHAUTOIS R., 2005, « Les créations nettes d'emplois : la partie visible de l'iceberg », *Insee Première*, n° 1014.
- DUHAUTOIS R., P. LAGARDE, 2005, « Entreprises de groupes ou entreprises indépendantes : quel impact sur les réallocations d'emplois ? », à paraître *Économie et Statistique*.
- EVANS D. ET L. LEIGHTON, 1989, "Some empirical aspects of entrepreneurship", *American Economic Review*, 79, 519-535.
- FARBER H., 2003, "Job Loss in the United-States : 1981-2001", *nber working paper* n° 9707.
- FUJIWARA-GREVE T., H. GREVE, 2000, "Organizational Ecology and job mobility", *Social Forces*, Vol 79(2), pp 547-568.
- GAREN J., 1985, "Worker heterogeneity, job screening, and firm size", *Journal of political economy*, Vol 93, n° 4, pp 715-739.
- GRANOVETTER M., 1981, "Toward a sociological theory of income differences", in *Sociological Perspectives on Labor Markets*, Academic Press.
- GRANOVETTER M., 2000, *Le marché autrement*, Desclée de Brouwer.

- HOLLISTER M., 2004, "Does Firm size matter anymore ?", *American sociological review*, vol 69, n°5, pp 659-676.
- IDSON T., 1989, "Establishment size differentials in internal mobility", *The Review of economics and statistics*.
- KALLEBERG A., A. SORENSEN, 1979, "The sociology of labor markets", *Annual Review of sociology*, Vol 5, pp 351-379.
- KALLEBERG A., M. WALLACE, R. ALTHAUSER, 1981, "Economic segmentation, worker power and income inequality", *The American Journal of sociology*, Vol 87, N° 3, pp 651-683.
- KALLEBERG, A., M. VAN BUREN, 1996, "Is bigger better? Explaining the relationship between organizational size and job rewards", *American Sociological Review*, Vol 61, pp 47-66.
- KALLEBERG A., A. MASTEKAASA, 1998, "Organizational size, layoffs and quits in Norway", *Social forces*, Vol 76(4), pp 1243-1273.
- KIMBERLY J., 1976, "Organization size and structuralist perspective", *Administrative Science Quarterly*, Vol 21, pp 571-597.
- MANTSUN CHENG M., A. KALLEBERG, 1996, "Labor market structures in Japan: An analysis of organisational Mobility Patterns", *Social Forces*, Vol 74(4), pp 1235-1260.
- MORIN M-L., 1994, « Sous-traitance et relations salariales : aspects de droits du travail », *Travail et Emploi*, n° 60, Vol 3, pp 23-43.
- NEUMARK D., D. POLSKY, D. HANSEN, 1999, "Has job stability declined yet? New evidence for the 1990's", *Journal of labor economics*, Vol 17, n°4, pp s29-s64.

## DERNIERS NUMEROS PARUS :

téléchargeables à partir du site  
<http://www.cee-recherche.fr>

- N° 41** *Les PME de la filière textile habillement face à la mondialisation : entre restructurations et délocalisations*  
BRUNO COURAULT  
juin 2005
- N° 40** *Counseling the Unemployed: does it Lower Unemployment Duration and Recurrence?*  
MARC GURGAND, BRUNO CREPON, MURIEL DEJEMEPPE  
mai 2005
- N° 39** *Diversité des contrats de travail et usages du droit*  
CHRISTIAN BESSY  
avril 2005
- N° 38** *Arrangement institutionnel et fonctionnement du marché du travail : les cabinets de chasseurs de têtes*  
JEROME GAUITE, OLIVIER GODECHOT, PIERRE EMMANUEL SORIGNET  
mars 2005
- N° 37** *Les 35 heures et la préférence pour le loisir*  
HERVE DEFALVARD  
janvier 2005
- N° 36** *Genèse et transformations de la notion « durée de travail effectif »*  
PIERRE BOISARD  
janvier 2005
- N° 35** *Les a priori de la sélection professionnelle : une approche comparative*  
EMMANUELLE MARCHAL, GERALDINE RIEUCAU  
décembre 2004
- N° 34** *Working Time Policy in France*  
PIERRE BOISARD  
octobre 2004
- N° 33** *La nouvelle économie irlandaise*  
NATHALIE GREENAN, YANNICK L'HORTY  
septembre 2004
- N° 32** *Les formes d'organisation du travail dans les pays de l'Union européenne*  
EDWARD LORENZ, ANTOINE VALEYRE  
juin 2004
- N° 31** *Informatique, organisation du travail et interactions sociales*  
NATHALIE GREENAN, EMMANUELLE WALKOWIAK  
mai 2004