



# Qualité de l'emploi et aspirations professionnelles : quels liens avec la mobilité volontaire des jeunes salariés en CDI ?

Mickaël Portela, Camille Signoretto

## ► To cite this version:

Mickaël Portela, Camille Signoretto. Qualité de l'emploi et aspirations professionnelles : quels liens avec la mobilité volontaire des jeunes salariés en CDI ?. Document de travail du Centre d'Etudes de l'Emploi ; n 181. 2015. <hal-01302288>

**HAL Id: hal-01302288**

**<https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01302288>**

Submitted on 13 Apr 2016

**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.

Avril  
2015

Qualité de l'emploi et aspirations professionnelles : quels liens avec la mobilité volontaire des jeunes salariés en CDI ?

---

Mickaël Portela,  
Camille Signoretto

181

« Le Descartes »  
29, promenade Michel Simon  
93166 Noisy-Le-Grand CEDEX  
Téléphone : (33) 01 45 92 68 00  
Télécopie : (33) 01 49 31 02 44  
[www.cee-recherche.fr](http://www.cee-recherche.fr)

# Qualité de l'emploi et aspirations professionnelles : quels liens avec la mobilité volontaire des jeunes salariés en CDI ?

MICKAËL PORTELA

[mickael.portela@univ-paris1.fr](mailto:mickael.portela@univ-paris1.fr)

*CEE, Centre d'économie de la Sorbonne, université Paris 1*

CAMILLE SIGNORETTO

[camille.signoretto@cee-recherche.fr](mailto:camille.signoretto@cee-recherche.fr)

*Centre d'études de l'emploi*

DOCUMENT DE TRAVAIL

Les points de vue ou opinions exprimés par les auteurs  
n'engagent pas le Centre d'études de l'emploi

N° 181

avril 2015

Directrice de publication : Christine Daniel

ISSN 1629-7997  
ISBN 978-2-11-138785-0

# QUALITÉ DE L'EMPLOI ET ASPIRATIONS PROFESSIONNELLES : QUELS LIENS AVEC LA MOBILITÉ VOLONTAIRE DES JEUNES SALARIÉS EN CDI ?

Mickaël Portela, Camille Signoretto

## RÉSUMÉ

L'objectif de l'article est de montrer qu'au-delà des caractéristiques des individus et des entreprises, la nature volontaire des mobilités professionnelles peut être expliquée par la qualité des emplois occupés et par les aspirations professionnelles des individus. À partir de données françaises portant sur une génération de jeunes salariés débutant leur carrière professionnelle et employés en contrats à durée indéterminée, nos résultats montrent que ce sont les jeunes dont les conditions d'emploi sont les plus favorables qui ont une probabilité plus importante d'avoir une mobilité volontaire. Pourtant, ce sont aussi les salariés déclarant vouloir gagner plus d'argent, avoir une meilleure reconnaissance dans leur travail ou encore monter dans la hiérarchie, qui vont avoir une probabilité plus forte de partir volontairement de leur emploi. Finalement, les salariés occupant des emplois de faible qualité sont ceux qui accordent le plus d'importance à conserver leur emploi stable, ce qui peut expliquer leur plus faible mobilité volontaire.

**Mots-clefs :** mobilité professionnelle, démissions, jeunes, qualité de l'emploi, aspirations professionnelles, enquête *Génération*.

## *Job Quality and Professional Wishes: What Links with Voluntary Job Mobility of Young People in Permanent Contracts?*

### *Abstract*

*The main purpose of the article is to show that the voluntary job mobility is not only explained by individual and firm characteristics, but also by the job quality and professional wishes of the workers. From French data on a generation of young workers starting their professional carrier and employed on permanent contracts, our results indicate that a good job quality positively influences the probability of having voluntary job mobility. Nevertheless, these are also workers who declare to want earning more money, to have a better recognition at work, or to climb the hierarchy, who will have a stronger probability of quitting voluntarily their job. Finally, workers with bad job quality are those who give more significance to keep their stable employment, which can explain their lower voluntary mobility.*

**Keywords:** job mobility, quit, young people, job quality, professional wishes, 'Génération' database.



## INTRODUCTION

La question de l'insertion professionnelle des jeunes sur le marché du travail est de nouveau mise au centre des préoccupations des politiques publiques aussi bien en France<sup>1</sup>, qu'en Europe<sup>2</sup>. Les analyses traitant de cette question insistent, d'une part, sur les obstacles des jeunes débutant leur carrière professionnelle à accéder à un emploi, et d'autre part, sur leurs difficultés à obtenir un contrat à durée indéterminée (CDI). En 2012, les jeunes âgés de 15 à 29 ans sont en effet 32 % à être employés sous des contrats temporaires (contrats à durée déterminée – CDD – et intérim), alors que cette part pour l'ensemble de la population en emploi est de 13 % (Minni et Pommier, 2013). L'obtention d'un CDI apparaît alors, particulièrement pour cette population de jeunes, comme une condition nécessaire à la stabilité de la vie professionnelle, ainsi qu'à la réalisation de leur insertion sociale (notamment l'accès au logement, *cf.* Portela et Dezenaire, 2014). Pourtant, avoir atteint cette situation professionnelle ne semble pas pour eux une finalité en soi. En effet, même lorsqu'ils sont en CDI, les jeunes restent plus mobiles que le reste de la population et cette mobilité repose plus souvent sur des démissions, autrement dit, elle est de nature volontaire<sup>3</sup>. Les démissions représentent ainsi 55 % des fins de CDI des moins de 30 ans en 2012, contre 43 % pour l'ensemble de la population (*cf.* Paraire, 2014<sup>4</sup>). Cela va à l'encontre de l'idée reçue selon laquelle un jeune ayant enfin obtenu un CDI resterait attaché « à tout prix » à cet emploi. Mais ce paradoxe apparent est peu étudié. Or, il apparaît légitime de s'interroger sur les motivations qui conduisent ces jeunes ayant obtenu un CDI à partir volontairement de leur emploi.

L'objectif de l'article est donc de rechercher empiriquement les facteurs pouvant influencer les mobilités volontaires des jeunes salariés en CDI débutant leur carrière professionnelle. Pour cela, nous utilisons les données de l'enquête *Génération 1998*, dont l'interrogation 2008 donne des informations sur la situation des jeunes entre sept et dix ans après leur sortie du système éducatif. Nous mobilisons également la littérature, tant théorique qu'empirique, sur la mobilité professionnelle. Celle-ci explique les mobilités volontaires principalement à partir d'une logique de choix individuel, choix qui doit néanmoins être contextualisé pour prendre en compte les conditions d'emploi et de travail des individus, ainsi que leurs inégales capacités à réaliser de tels choix. Dans notre analyse, cette logique de choix individuel et les contraintes qu'elle sous-tend, est appréhendée à travers deux types de variables : descriptives, lorsqu'on prend en compte les caractéristiques des salariés, des entreprises ou des emplois

---

<sup>1</sup> Dans un discours du 23 janvier 2013, François Hollande réaffirme sa « Priorité Jeunesse », thème phare de sa campagne électorale, avec, en matière d'emploi, la création des emplois d'avenir et des contrats de génération.

<sup>2</sup> Dans sa stratégie Europe 2020 (Commission européenne, 2010) la Commission européenne présente une « initiative phare » intitulée « Jeunesse en mouvement » qui vise, entre autres, à faciliter l'entrée des jeunes sur le marché du travail en promouvant les contrats d'apprentissage, les stages, etc. Plus récemment, en 2013, une « garantie pour la jeunesse » a été adoptée par les pays de l'Union européenne comme principe phare de la lutte contre le chômage des jeunes.

<sup>3</sup> Dans la suite de notre exposé, nous utilisons exclusivement le terme de « mobilité volontaire » pour désigner les démissions puisque ce mode de rupture repose sur une initiative du salarié. À l'inverse, nous qualifions de « mobilité subie » ou « contrainte » les licenciements qui s'appuient sur une initiative de l'employeur. Certaines études mettent néanmoins en lumière la perméabilité de cette distinction juridique en montrant qu'il peut exister des situations plus floues dans lesquelles le salarié n'est pas toujours, en partie ou totalement, à l'initiative de la démission (Amossé *et al.* [2009], observent ainsi que 3,8 % des démissions sont à l'initiative de l'employeur).

<sup>4</sup> Ces parts sont calculées à partir des taux de démission et de sortie de CDI établis dans Paraire (2014).



occupés ; et plus subjectives, lorsqu'on mobilise les aspirations professionnelles exprimées par les individus.

La suite de l'article s'organise en trois sections. La première partie revient assez brièvement sur la littérature théorique et empirique se rapportant à la mobilité professionnelle et à ses différentes tentatives d'explication. Puis, nous proposons dans une deuxième partie de présenter la base de données utilisée, l'échantillon retenu et la construction des variables explicatives. Enfin, nous analysons dans une troisième partie les estimations économétriques réalisées, c'est-à-dire autant la méthode utilisée (probits bivariés avec sélection) que les résultats obtenus.

## 1. LITTÉRATURE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE SUR LA MOBILITÉ PROFESSIONNELLE

De manière générale, la littérature microéconomique s'appuie sur l'hypothèse de la recherche de la meilleure utilité possible pour les individus. Dans le cadre de la mobilité sur le marché du travail, elle considère que les individus vont être prêts à partir de leur emploi si leur utilité n'est pas optimale et qu'ils anticipent une utilité supérieure dans un autre emploi ou même en dehors de l'emploi. La mesure de l'utilité peut toutefois prendre plusieurs formes. Traditionnellement, dans le modèle microéconomique de base, le salaire et, plus largement, le revenu constituent la mesure standard de l'utilité. Mais d'autres travaux intègrent des aspects plus larges du travail dans la mesure de l'utilité, comme la satisfaction. Ces variables de satisfaction au travail peuvent en effet être pertinentes parce qu'elles sont l'expression des attentes des individus en matière de salaires futurs ou de conditions de travail (Freeman, 1978 ; Hamermesh, 1977 ; Clark *et al.*, 1998 ; Levy-Garboua *et al.*, 2007).

Pour autant, il reste difficile d'appréhender la complexité de la relation de travail par l'intermédiaire unique de la satisfaction, c'est pourquoi Freeman et Rogers (2006) proposent d'utiliser des questions donnant des informations sur les aspirations professionnelles des individus, plutôt que des questions directes portant sur la satisfaction au travail. Au-delà de cette approche statique, l'analyse microéconomique du marché du travail en termes de flux d'emplois (*cf.* par exemple Jovanovic, 1979) permet également de caractériser les mobilités volontaires en lien avec les caractéristiques des emplois et la satisfaction au travail. La mobilité des individus renvoie alors à l'existence d'un mauvais appariement entre le salarié et le poste de travail qu'il occupe. La probabilité pour un individu de quitter son emploi est ainsi plus importante avec une faible ancienneté dans l'emploi, et de meilleurs appariements peuvent permettre une progression salariale. Pour les jeunes, le début de la vie active est d'autant plus caractérisé par ce processus d'essais et d'erreurs, et s'accompagne par conséquent de taux de mobilités plus élevés (*cf.* théorie du *job shopping*, Johnson, 1978).

Face à l'importance du choix individuel, des études empiriques font néanmoins apparaître d'inégales capacités à la mobilité selon les caractéristiques des individus et de l'emploi. Dans le contexte d'une hausse des mobilités hors ou dans l'emploi (Givord et Maurin, 2003), certaines études empiriques ont montré qu'il existe une inégale capacité des individus, notamment des jeunes et des moins qualifiés, à réaliser de « bonnes » mobilités (Erhel et Guergoat-Larivière, 2013). Au-delà de ces caractéristiques individuelles, les inégalités dans les mobilités peuvent également être expliquées à partir d'une approche segmentationniste du marché du travail au sens de Doeringer et Piore (1971). Les mobilités volontaires des individus en emploi dans le cadre du marché primaire « supérieur » seraient alors favorables

à l'individu (« carrière ascendante »), alors qu'au sein du marché « secondaire » elles n'engendreraient aucune amélioration (absence de « carrière ») (Amossé *et al.*, 2012 ; Petit, 2002).

Enfin, des travaux pluridisciplinaires mobilisant des approches aux frontières de l'économie, de la psychologie, de la sociologie ou encore du droit, font apparaître d'autres explications à la mobilité volontaire. Les individus chercheraient à partir d'abord en réaction à leurs conditions d'emploi, sans nécessairement avoir de perspectives d'emplois, que ces derniers soient meilleurs ou non. Par exemple, dans le cadre particulier de la rupture conventionnelle, Dalmasso *et al.* (2012) rapprochent dans certains cas<sup>5</sup> son utilisation à une situation où le salarié souhaitait mettre fin à une souffrance et/ou une insatisfaction au travail, sans avoir nécessairement d'autres perspectives professionnelles. Sur le cas particulier du marché du travail espagnol, Garcia-Serrano (2004) montre que des conditions de travail dégradées sont associés à davantage de départs volontaires, notamment lorsqu'ils débouchent immédiatement sur un autre emploi, mais aussi à plus de départs involontaires. Il explique ce résultat, qui peut paraître paradoxal, en faisant l'hypothèse d'une segmentation des entreprises dont certaines vont cumuler de mauvaises conditions de travail et une gestion flexible de la main-d'œuvre (fort *turn-over*).

Deux types d'approches peuvent donc être mobilisés, qui apparaissent comme complémentaires pour expliquer les mobilités volontaires des individus. Celles-ci reposent logiquement sur un choix du salarié, qui répond à ses aspirations professionnelles, mais ce choix est contraint par certaines caractéristiques propres aux individus ou aux emplois dans lesquels ils se trouvent.

## 2. DONNÉES ET VARIABLES UTILISÉES

### 2.1. L'interrogation 2008 de l'enquête *Génération 1998*

L'enquête *Génération 1998* est une enquête qui analyse le cheminement sur le marché du travail d'une cohorte de jeunes sortis de formation initiale en 1998, quel que soit le niveau de formation. L'interrogation 2008 retrace le parcours professionnel des individus de décembre 2005 à décembre 2008 (*cf.* encadré 1). Le choix de cette interrogation s'explique principalement par la présence d'un module supplémentaire « perspectives professionnelles » qui analyse les aspirations professionnelles des salariés en lien avec leur situation professionnelle actuelle. Ces variables, comme celles précisant les caractéristiques des emplois, sont renseignées au moment de l'interrogation en 2005. En revanche, les individus suivis peuvent démissionner ou être licenciés de leurs emplois entre janvier 2006 et décembre 2008. Dans ce cas de figure, l'information sur la mobilité est récupérée lors de l'interrogation des individus en 2008. Il existe par conséquent une déconnexion relativement nette entre les réponses formulées par les individus sur leurs aspirations professionnelles en 2005 et les informations sur leur parcours professionnel entre 2005 et 2008 (dont leur mobilité) collectées en 2008. Cela permet de ne pas avoir des réponses sur les aspirations professionnelles induites par la situation de mobilité future. Les risques d'endogénéité entre ces deux types de variables sont ainsi minimisés.

---

<sup>5</sup> Plus précisément, dans un tiers des 101 cas de rupture conventionnelle étudiés.

### Encadré 1. L'enquête *Génération* 1998 à 10 ans

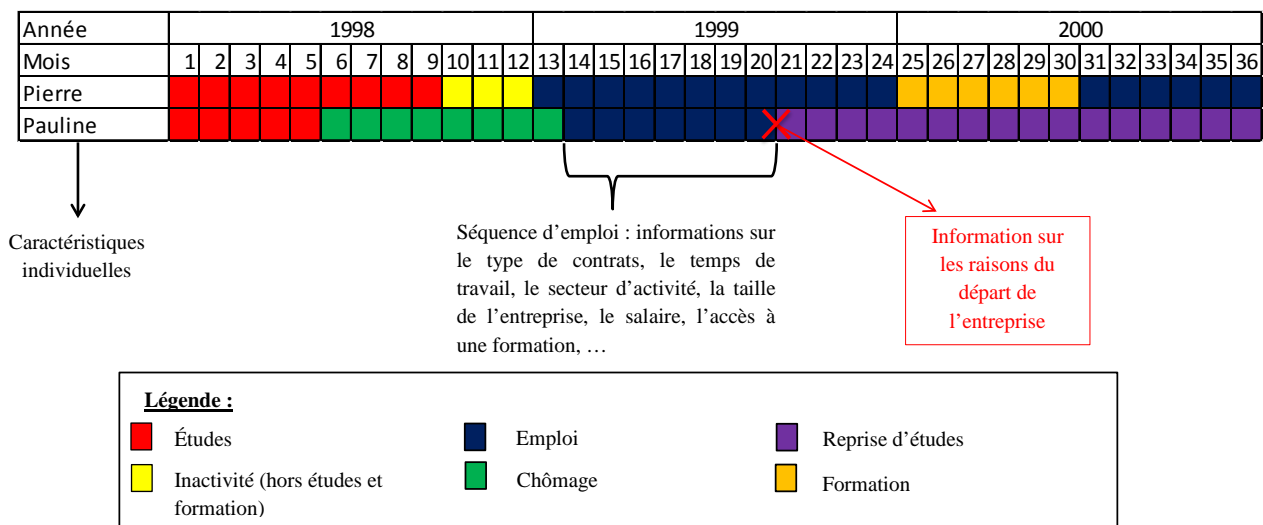
Les enquêtes *Génération* du Centre d'études et de recherche sur les qualifications (Céreq) suivent l'insertion professionnelle et sociale des cohortes de jeunes adultes sortis du système éducatif à une date donnée durant leurs premières années de vie active.

L'enquête *Génération* 1998, dont quatre vagues d'interrogation ont été réalisées (2001, 2003, 2005, 2008), concerne les jeunes inscrits dans un établissement de formation en France métropolitaine pendant l'année scolaire 1997-1998 et sortis de leur formation initiale au cours ou à la fin de cette année scolaire. Le champ de l'enquête est par ailleurs restreint aux jeunes qui sont « primo sortants » de leur formation, âgés de 35 ans au plus et qui n'ont pas repris leurs études l'année suivant leur sortie. L'enquête repose donc sur un échantillon d'environ 11 000 individus qui ont répondu aux quatre vagues d'interrogation. Cet échantillon est représentatif des 742 000 jeunes sortis du système éducatif en 1998.

L'enquête retrace mois par mois le parcours professionnel des jeunes sur les dix années qui se sont écoulées depuis la fin de leurs études. Un calendrier professionnel permet de recueillir, mois par mois, la description de la situation des jeunes : emploi, chômage, inactivité, etc. Les différentes périodes d'emploi ainsi repérées ont fait l'objet d'un questionnement plus approfondi permettant de préciser certaines caractéristiques de l'employeur et d'apprécier les conditions d'emploi (contrats de travail, salaires, formation, temps de travail, etc.). L'interrogation sur les caractéristiques de l'emploi et de l'entreprise est renouvelée pour tout changement d'emploi. Les raisons de ces changements d'entreprise sont bien sûr renseignées. Quatre motifs de départ sont proposés : la démission, le licenciement, une fin de contrat ou une autre raison.

Pour chaque période de non-emploi, les individus sont également interrogés sur leurs éventuelles démarches de recherche d'emploi, sur les formations suivies, les prestations perçues, etc.

#### Exemple de calendriers professionnels :



À partir de cette interrogation, l'échantillon retenu se compose d'individus en CDI, qui représentent la majorité des individus interrogés dans l'enquête (88,8 %, cf. annexe 1), et qui ont connu une rupture d'emploi entre 2005 et 2008, soit 21 % d'entre eux. Si l'individu a connu plusieurs ruptures d'emploi au cours de cette période, nous choisissons de ne retenir que la première d'entre elles. Ainsi, comme le montre le tableau 1 ci-dessous, les jeunes sortis de formation initiale en 1998 et ayant connu une rupture de CDI entre janvier 2006 et décembre 2008, sortent en majorité de manière volontaire de leur emploi, c'est-à-dire en démissionnant (73,6 %). En comparaison avec les statistiques des mouvements de main-d'œuvre des établissements d'au moins un salarié (EMMO-DMMO) pour les moins de 30 ans et l'année 2008, ce chiffre est légèrement plus faible, puisque 80,7 % des sorties pour licenciements et démissions dans cette tranche d'âge sont des démissions. Cette différence peut provenir du fait que notre échantillon comporte des individus ayant plus de 30 ans (29 %, cf. annexe 1). Or, les démissions diminuent avec l'âge. De plus, dans l'enquête *Génération*, les individus ont tous la même ancienneté sur le marché du travail, ce qui n'est pas le cas dans les EMMO-DMMO.

**Tableau 1. Répartition des ruptures d'emploi selon leur nature subie ou volontaire, chez les jeunes salariés en CDI**

<i>En %</i>	<i>Génération 1998 à 10 ans, ayant eu une rupture de CDI entre janvier 2006 et décembre 2008</i>	<i>EMMO-DMMO pour les moins de 30 ans, sorties pour licenciements et démissions, en 2008</i>
<b>Mobilités volontaires (démissions)</b>	73,6	80,7
<b>Mobilités subies (licenciements)</b>	26,4	19,3
<b>Ensemble</b>	100	100

*Source* : Enquête *Génération* 1998, interrogation 2008, Céreq, calculs des auteurs ; EMMO-DMMO, calculs des auteurs à partir des taux de sorties des EMMO-DMMO in Ettouati (2010).

*Champ* : pour l'enquête *Génération*, salariés et fonctionnaires hors secteur agricole, France métropolitaine ; pour les EMMO-DMMO, établissements d'au moins un salarié du secteur concurrentiel marchand (hors agricole), France métropolitaine.

## 2.2. Mesurer les caractéristiques des emplois

Les mobilités volontaires sont analysées au regard des caractéristiques des emplois et avec une approche en termes de qualité des emplois. Ce type d'approche considère qu'un emploi de qualité relève d'un ensemble de dimensions connexes et qu'il n'existe pas une caractéristique de l'emploi permettant de capter toutes les dimensions de la qualité d'un emploi (salaire, contrat de travail, temps de travail, accès à la formation, durée de l'emploi). Une première méthode d'analyse consiste à appréhender la qualité des emplois de façon désagrégée à partir des variables caractérisant les emplois prises séparément (modèle 1, cf. *infra*). Une seconde méthode renvoie à la création d'un indicateur synthétique qui permet d'analyser de façon cumulée toutes les caractéristiques d'emploi (modèle 2, cf. *infra*). Ce type d'approche multidimensionnelle fait l'objet d'un consensus grandissant, à la fois dans la littérature académique et dans les préconisations d'institutions internationales (cf. Green *et al.*, 2013 ; Muñoz de Bustillo *et al.*, 2011 ; OCDE, 2014). Dans notre étude, cet indicateur est réalisé à partir d'une classification ascendante hiérarchique à la suite d'une analyse factorielle (cf. annexe 2). Par cette méthode, nous prenons en compte le caractère cumulatif

des caractéristiques dégradées des emplois sur le marché du travail. La typologie des emplois ainsi élaborée se fonde sur quatre dimensions retenues comme actives dans notre classification : la rémunération compte tenu du temps de travail ; le temps de travail ; la stabilité (type de contrat de travail) ; l'accès à la formation dans l'emploi. Nous regroupons ensuite les individus dont les caractéristiques de l'emploi sont semblables, afin d'obtenir une typologie des emplois en fonction de leur qualité. Par souci de comparabilité, il est nécessaire d'analyser ces caractéristiques de l'emploi à un même moment pour tous les individus et sur l'ensemble des emplois disponibles (quel que soit le type de contrat de travail), même si par la suite nous nous concentrons sur les seuls individus en CDI<sup>6</sup>.

Quatre classes d'emplois sont alors construites, regroupant une proportion relativement homogène d'emplois (cf. annexe 3). La première classe rassemble des emplois de « très faible » qualité au regard de ses caractéristiques : faible rémunération, proportion plus forte d'emplois à durée déterminée et de temps partiels, et faible accès à la formation. La dernière, celle des emplois dits de « forte » qualité, comprend des individus en CDI à temps plein, fortement rémunérés, plus diplômés et qualifiés. Les deux classes intermédiaires – que l'on nomme « intermédiaire » et « faible » – sont constituées toutes deux d'emplois en CDI, mais elles se distinguent par des niveaux différents de rémunérations et des inégalités d'accès à la formation. La répartition homogène des emplois n'est que légèrement modifiée dans notre échantillon d'individus en CDI ayant eu une rupture : ce sont les parts des deux classes extrêmes qui augmentent au détriment de celles des deux classes intermédiaires (cf. annexe 1).

### **2.3. Les aspirations professionnelles comme déterminant de la satisfaction**

Nous complétons l'analyse des mobilités volontaires par la prise en compte de la satisfaction au travail au travers des aspirations professionnelles des individus (modèle 2, cf. *infra*). Les travaux sur l'économie du bonheur ont mis en avant le fait que la satisfaction au travail est une « commune mesure plus simple » de la qualité des emplois et de l'utilité (Davoine, 2009 et 2012). Toutefois, à l'instar de Freeman et Rogers (2006), nous considérons que les aspirations professionnelles sont plus pertinentes afin d'analyser les attentes réelles des salariés (cf. *supra*). Cette approche s'intéresse plus précisément aux différentes « facettes du travail » – définies comme les aspects ou les déterminants de la satisfaction ou de l'insatisfaction au travail – que le salarié souhaite améliorer, à partir de questions sur ses attentes futures.

Les sociologues et les psychologues s'intéressent depuis longtemps aux différentes facettes du travail. Dans leurs travaux, la dimension instrumentale du travail, c'est-à-dire le salaire, n'est pas essentielle car elle n'est qu'un des nombreux aspects du travail. Davoine (2012) rappelle notamment les trois dimensions du travail proposées par Paugam (2000) : la dimension instrumentale, symbolisée par la figure de l'*homo aeconomicus* ; la dimension relation sociale et appartenance sociale, caractéristique de l'*homo sociologicus*, et enfin ce qui relève de l'acte de travail et du plaisir qu'il peut procurer, propre à l'*homo faber*. Mais il existe vraisemblablement bien d'autres facettes valorisantes du travail. Par exemple, Baudelot et Gollac (2003) définissent « quatre sources de plaisirs au travail » symbolisées par

---

<sup>6</sup> Ce choix repose sur l'idée que le seul critère du contrat de travail ne détermine pas la qualité d'un emploi. Par exemple, un CDD rémunérateur à temps plein qui offre des formations peut être un emploi de qualité.

les *items* suivants : *faire, s'occuper de, voyager, et le contact*, puis identifient d'autres dimensions du bonheur au travail comme les dynamiques de trajectoires, le fait d'être à sa place, etc. Dans les travaux de Kalleberg (1977), ce sont six catégories d'aspirations au travail qui sont désignées : *la dimension intrinsèque, la dimension confort, la dimension financière, les relations avec les collègues, les possibilités de carrière, l'environnement adéquat*<sup>7</sup>. Finalement, ces divers travaux permettent de comprendre l'attachement des individus au travail et à leur emploi, qui va bien au-delà de leurs simples attentes en matière de rémunération. Ce sont toutes ces autres facettes du travail qui permettent d'expliquer, selon Paugam, pourquoi des salariés peuvent accepter des conditions de travail et de rémunérations dévalorisés et dévalorisantes. Les logiques de mobilités professionnelles doivent elles aussi en dépendre. Nous appréhendons donc ici ces facettes du travail à partir des aspirations professionnelles déclarées par les jeunes interrogés.

Plus précisément, notre variable sur les aspirations professionnelles est construite à partir de deux questions de l'enquête. Une première question permet de connaître la priorité de l'individu au moment de l'enquête (« *Votre priorité aujourd'hui c'est plutôt* »), qui est décomposée en trois modalités : « *conserver un emploi stable* »<sup>8</sup>, « *améliorer votre situation professionnelle* » ou bien « *ménager votre vie hors travail* ». Pour les individus déclarant améliorer leur situation professionnelle, d'autres questions permettent de décrire plus précisément quelles dimensions de leur situation ils veulent améliorer. Nous regroupons les différentes réponses à ces questions en une seule variable composée de huit modalités, dont six sont reproduites dans le tableau 2 ci-dessous.

**Tableau 2. Quatre facettes de la satisfaction au travail**

<b>Dimension instrumentale ou extrinsèque du travail</b>	<b>Dimension intrinsèque du travail</b>	<b>Dimension de reconnaissance au travail</b>	<b>Dimension de « confort » au travail</b>
Conserver un emploi stable	Être plus autonome dans votre travail ou avoir un travail plus intéressant	Être plus reconnu dans votre travail	Améliorer ou avoir de meilleures conditions de travail
Gagner plus d'argent			
Monter dans la hiérarchie			

Ces six modalités se décomposent selon quatre facettes ou dimensions de la satisfaction au travail que les individus souhaitent mettre en avant : la dimension instrumentale ou extrinsèque du travail, caractérisant la satisfaction liée à la rétribution, à la stabilité ou aux promotions dans l'emploi ; la dimension intrinsèque qui prend en compte la motivation que le salarié peut trouver dans son travail pour lui-même ; la dimension de reconnaissance au travail qui révèle la motivation du salarié ; enfin, la dimension de « confort » au travail qui regroupe les conditions de travail et notamment le stress, les horaires contraignants, la

<sup>7</sup> Pour une synthèse plus exhaustive des travaux qui s'intéressent aux multiples sources de satisfaction au travail, on peut se référer à la thèse de Davoine soutenue en 2007 (Davoine, 2007).

<sup>8</sup> La modalité initiale dans le questionnaire de l'enquête est « trouver ou conserver un emploi stable ». Étant donné que notre échantillon se constitue uniquement d'individus en CDI, le choix a été fait ici de renommer la modalité plus simplement (« conserver un emploi stable ») pour plus de cohérence avec notre échantillon.

pénibilité physique, etc<sup>9</sup>. (Paugam, 2000 ; Kalleberg, 1977). Enfin, les modalités « autres » (« créer son entreprise », « se former, accroître ses compétences », « autre ») et « Ménager votre vie hors travail » complètent ces six modalités.

### 3. ANALYSE ÉCONOMÉTRIQUE

#### 3.1. Modèle économétrique

La probabilité d'avoir une rupture volontaire plutôt qu'une rupture subie est observée seulement pour les individus qui connaissent une rupture d'emploi, soit pour rappel 21 % des individus en CDI présents dans la base de données. Or, ces individus peuvent avoir des caractéristiques propres qui les différencient des autres individus qui, eux, sont restés en emploi (*cf.* annexe 1). Par conséquent, utiliser un modèle logistique simple pour estimer cette probabilité risque de produire des résultats biaisés si l'on ne tient pas compte du fait que nos observations concernent un sous-échantillon spécifique. C'est pour cette raison que nous utilisons un modèle probit bivarié avec sélection (Van de Ven et Van Praag, 1981).

Ce modèle consiste à expliquer notre variable dépendante  $Y_i$  en sachant qu'elle n'est observée que pour une certaine valeur de  $Z_i$ . Dans l'équation (1),  $Z_i^*$  est une variable inobservable qui mesure la probabilité d'avoir une mobilité (rupture du CDI) ; tandis que, dans l'équation (2), la variable inobservable  $Y_i^*$  mesure la probabilité d'avoir une mobilité volontaire (démission). Le modèle prend donc la forme suivante :

$$Z_i = \begin{cases} 1 & \text{si } Z_i^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (1)$$

avec  $Z_i^* = \alpha X_i + u_i$  et  $X_i$  vecteur de variables explicatives

$$\text{Si } Z_i = 1 \quad Y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_i^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (2)$$

avec  $Y_i^* = \beta V_i + \varepsilon_i$  et  $V_i$  vecteur de variables explicatives

La présence d'une sélection modifie l'écriture générale du modèle des probits bivariés dont l'hypothèse principale est de considérer que les résidus des deux équations sont distribués normalement et conjointement (*cf.* Greene, 2005). Avec cette sélection, la moyenne conditionnelle de l'erreur devient :  $E[\varepsilon_i | V_i, Z_i = 1] = \rho \lambda_i$

<sup>9</sup> Modalité qui regroupe plus précisément les réponses suivantes : « avoir un travail moins pénible physiquement », « avoir un travail moins stressant », « avoir de meilleures relations avec les collègues », « avoir des horaires de travail moins contraignants », « avoir un travail avec moins de risques ».

$$\text{avec } \lambda_i = \frac{\phi(\alpha X_i)}{\Phi(-\alpha X_i)}$$

où  $\phi$  et  $\Phi$  sont respectivement la fonction de densité et la fonction de répartition de la loi normale.

L'espérance de  $Y_i^*$  peut alors s'écrire :

$$E[Y_i^* | V_i, Z_i = 1] = \beta V_i + \rho \lambda_i \quad (3)$$

Selon Van de Ven et Van Pragg (1981), appliquant la méthode d'Heckman (1979) à des variables binaires, l'introduction de  $\rho \lambda_i$  dans l'équation (3) permet de produire des estimateurs non biaisés pour  $\beta$  si  $\rho$  est différent de zéro. Or, pour que le modèle (3) soit identifiable, il faut que  $X_i$  dans l'équation (1) contienne au moins une variable qui ne soit pas dans  $V_i$  dans l'équation (2), et que cette variable explique  $Z_i$  sans déterminer directement  $Y_i$ . Autrement dit, il faut au moins une variable qui explique la probabilité d'avoir une rupture d'emploi ( $Z_i$ ) et qui ne soit pas corrélée avec le terme d'erreur de l'équation modélisant le type de rupture ( $Y_i$ ). En pratique dans nos différents modèles, nous avons dû utiliser deux variables supplémentaires présentes seulement dans l'équation (1) et permettant que le  $\rho$  soit significativement différent de zéro. Plus précisément, dans l'équation (1), le vecteur de variables  $X_i$  se décompose comme suit :

$$\alpha X_i = \alpha_0 + \alpha_1 T_i + \alpha_2 S_i + \alpha_3 R_i + \alpha_4 I_i$$

Et de la même façon, le vecteur  $V_i$  dans l'équation (3) :

$$\beta V_i = \beta_0 + \beta_1 T_i + \beta_2 S_i + \beta_3 R_i$$

On note alors  $T_i$  le vecteur des variables explicatives caractérisant, soit l'emploi (modèle 1), soit l'emploi et les aspirations professionnelles de chaque individu  $i$  (modèle 2).  $S_i$  constitue le vecteur regroupant les variables caractérisant l'entreprise (taille d'effectifs, secteur d'activité), tandis que  $R_i$  est le vecteur des variables caractérisant l'individu (âge, sexe). E

nfin, le vecteur  $I_i$  isole les « variables d'exclusion » qui ne sont présentes que dans l'équation (1), à savoir la date de sortie du système éducatif et la recherche d'emploi en 2003. Le choix de ces variables d'exclusion s'explique économiquement. Par exemple, la date de sortie du système éducatif peut être une *proxy* de la non-obtention du diplôme<sup>10</sup> ou d'un départ anticipé de sa formation. Or, on peut s'attendre à ce que ces individus aient une probabilité de mobilité plus forte, sans qu'on puisse déterminer quelle forme aura cette mobilité. La deuxième variable d'exclusion peut indiquer une propension du salarié à avoir une plus ou moins forte mobilité, sans pour autant que l'on puisse en déterminer la nature puisque la variable est renseignée en 2003, soit bien avant la rupture d'emploi observée ou parfois même sur des emplois différents. Les estimations de notre modèle confirment bien la pertinence de l'utilisation de ces deux variables d'exclusion : d'une part, les résultats de la première équation montrent une influence significative de ces deux variables sur la probabilité d'avoir une mobilité (*cf.* annexe 4), et d'autre part, le coefficient de corrélation Rho des deux équations se révèle significatif (*cf.* tableau 3, p. 16-17).

<sup>10</sup> En effet, la date de sortie du système éducatif indique une situation d'abandon en cours d'année scolaire.



## 3.2. Résultats

### 3.2.1. Quelques résultats sur les caractéristiques influençant la probabilité de connaître une mobilité

La première équation du modèle estimé nous donne des indications sur les liens entre les différentes variables explicatives et la probabilité d'avoir une mobilité (*cf.* annexe 4). Du point de vue des caractéristiques individuelles, le fait d'être cadre (par rapport au fait d'être ouvrier) ou d'être une femme diminue toutes choses égales par ailleurs cette probabilité. Il a déjà été observé que les femmes ont une mobilité professionnelle plus faible (Amossé, 2003 ; Filatriau *et al.*, 2011 ; Lemoine et Wasmer, 2010). En revanche, Amossé (2003) observe un taux de mobilité plus faible pour les cadres, que ce soit en début ou en fin de carrière, mais Filatriau *et al.* (2011), en contrôlant d'autres caractéristiques individuelles et de l'emploi, ne trouvent pas de différence d'effet moyen de la catégorie socioprofessionnelle sur la probabilité de changement d'entreprise. Concernant les caractéristiques des entreprises, la probabilité d'avoir une mobilité diminue avec la taille de l'entreprise et si le salarié travaille dans une entreprise du secteur industriel plutôt que dans une entreprise des services marchands. Ces résultats sont proches de ceux obtenus par Filatriau *et al.* (2011).

Ensuite, si l'on s'intéresse aux caractéristiques de l'emploi, il ressort que des niveaux de salaire compris entre 1 200 et 1 400 euros et entre 1 600 et 2 000 euros diminuent la probabilité de mobilité par rapport à un salaire élevé (supérieur à 2 000 euros). Ce résultat reste difficile à interpréter puisqu'il n'est significatif que pour deux tranches de salaire faible ou moyen. Il est difficile également de le comparer à d'autres études sur la mobilité car celles-ci se restreignent généralement aux caractéristiques des individus et des entreprises. Enfin, l'accès à une formation, toutes choses égales par ailleurs, semble diminuer la probabilité de mobilité, ce qui pourrait s'expliquer par la nature de la formation si celle-ci donne des compétences spécifiques et difficilement transférables dans une autre entreprise, mais cette information n'est pas disponible ici. Étudié de manière agrégée à partir d'un indicateur synthétique, le cumul de caractéristiques favorables de l'emploi (classes forte et intermédiaire) diminue la probabilité de connaître une mobilité volontaire. Ce résultat peut s'interpréter comme une satisfaction des individus relativement à la qualité des emplois qu'ils occupent, expliquant le choix de rester dans leur emploi. Enfin, par rapport à la dimension « conserver un emploi stable », les individus souhaitant être plus autonomes dans leur travail ou avoir un travail plus intéressant, et ceux souhaitant davantage de reconnaissance dans leur travail, ont une probabilité plus forte de connaître une mobilité. Ce sont donc la dimension intrinsèque du travail et celle de reconnaissance au travail qui semblent influencer le plus le niveau de mobilité.

### 3.2.2. Les liens entre les caractéristiques des emplois et les aspirations professionnelles des individus et la nature volontaire de la mobilité

Lorsque la mobilité volontaire des salariés est considérée comme un choix individuel, alors le départ de l'individu doit coïncider avec une amélioration de son utilité et/ou sa satisfaction. Cependant, comme notre analyse se concentre sur les conditions *ex ante* de la mobilité et non sur la trajectoire future des jeunes, nous considérons les aspirations professionnelles comme des déterminants de cette satisfaction. Ce sont alors les individus qui « aspirent » à de

meilleures perspectives professionnelles qui devraient avoir une probabilité plus forte de connaître une mobilité volontaire.

Ensuite, la mobilité volontaire, comme la mobilité plus généralement, peut également être expliquée par la qualité des conditions d'emploi dans lesquelles se trouvent les salariés. Dans notre analyse, nous prêtons attention à la qualité des emplois à travers un point de vue désagrégé (caractéristiques de l'emploi étudiées séparément), puis agrégé (indicateur synthétique). Suivant cette hypothèse, il devrait apparaître que ce sont les salariés dont les caractéristiques de l'emploi sont défavorables qui ont une probabilité plus grande de démissionner. Un cumul de ces mauvaises caractéristiques (classes de qualité de l'emploi « très faible » et/ou « faible ») pourrait renforcer ce résultat.

Cependant, cette dernière hypothèse peut sembler en contradiction avec les approches mettant en avant l'inégale capacité des individus à réaliser des mobilités, voire des « bonnes » mobilités. En effet, dans ce cas, ce seraient les individus qui ont les « moyens » de partir qui devraient connaître plus souvent une mobilité volontaire. Il peut s'agir des individus les plus qualifiés, et plus largement de ceux qui sont déjà bien positionnés sur le marché du travail, autrement dit qui ont une qualité des emplois relativement forte.

### *3.2.2.1. La mobilité volontaire au regard des caractéristiques de l'emploi*

Du point de vue des caractéristiques des individus, il apparaît que les femmes ont une probabilité plus faible d'avoir une mobilité volontaire (colonne « modèle 1 » du tableau 3 ci-dessous). Comme nous l'avons déjà noté, Amossé (2003) observe de manière générale une moindre mobilité des femmes, qu'il explique d'abord par la plus grande présence des femmes dans des emplois où la rotation de la main-d'œuvre est plus faible, et ensuite par la préférence des femmes à privilégier une stabilité professionnelle. Notre résultat confirme bien cette idée : lorsqu'elles sont en emploi stable (CDI), leur mobilité est plus souvent contrainte que volontaire car elles privilégieraient leur stabilité professionnelle.

Par ailleurs, les individus de moins de 30 ans ont une probabilité plus forte de partir volontairement de leur emploi. Les plus jeunes de notre cohorte de sortants du système éducatif sont en effet ceux qui sont les moins diplômés. L'effet observé peut ainsi s'expliquer par les mobilités différentes selon le niveau de formation, indépendamment des autres caractéristiques observées et notamment de la catégorie socio-professionnelle<sup>11</sup>. Finalement, du point de vue des caractéristiques des entreprises, seul le secteur d'activité semble avoir une influence sur la probabilité de mobilité volontaire. En effet, être salarié dans le secteur industriel diminue la probabilité d'avoir une rupture volontaire plutôt qu'une rupture subie. Cette relation peut s'expliquer par le fait que le secteur industriel étant structurellement depuis plus de vingt ans en difficulté économique et en restructuration, il est plus utilisateur du licenciement, notamment pour un motif économique.

Trois résultats ressortent par ailleurs de l'observation des caractéristiques attachées à l'emploi du salarié. Tout d'abord, le niveau de qualification de l'emploi semble jouer un rôle important dans la probabilité d'avoir une mobilité volontaire plutôt que subie. Ainsi, les cadres ont une probabilité plus forte de partir volontairement de leur entreprise par rapport aux ouvriers. Ce sont eux qui ont les « moyens » de partir et le « champ des possibles » le

---

<sup>11</sup> Le niveau de formation étant trop corrélé à la catégorie socio-professionnelle, pour éviter des problèmes de colinéarité entre ces deux variables, le choix a été fait de ne garder que la catégorie socio-professionnelle.

plus large en termes de trajectoire professionnelle<sup>12</sup>. Cela confirme l'inégale capacité des individus à la mobilité. Ensuite, le niveau de salaire semble avoir un lien avec le fait d'avoir une mobilité volontaire plutôt que subie. Les salariés qui gagnent moins de 1 000 euros ont en effet une probabilité moins forte d'avoir une mobilité volontaire par rapport à ceux qui gagnent plus de 2 000 euros. Ce résultat contredit l'hypothèse selon laquelle ce seraient les individus les moins favorisés initialement qui devraient connaître plus souvent une mobilité volontaire. En revanche, pour les salaires entre 1 000 et 2 000 euros, la probabilité d'avoir une mobilité volontaire différente n'est pas significative. L'effet négatif de cette variable ne porte donc que sur les très bas salaires. Enfin, être à temps partiel court ou long augmente la probabilité de connaître une mobilité volontaire. Contrairement au résultat sur les salaires, il apparaît bien ici que la durée du travail influence le départ de l'entreprise dans le sens attendu : c'est probablement l'opportunité d'avoir un emploi à temps plein qui pousse ces individus à partir de leur entreprise<sup>13</sup>.

**Tableau 3. Probabilité de connaître une mobilité volontaire**

	Modèle 1		Modèle 2	
	<i>Coefficient</i>	<i>Ecart-type</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Ecart-type</i>
Probit bivarié avec sélection (2ème équation)				
<b>Constante</b>	-0,3999	(0,3525)	-0,2008	(0,4299)
<b>Catégorie socio-professionnelle</b>				
Cadres	0,3753***	(0,1422)		
Professions intermédiaires	0,1650*	(0,0952)		
Employés	-0,0948	(0,1033)		
Ouvriers	ref			
<b>Salaire</b>				
Moins de 1 000 €	-0,3464*	(0,1837)		
De 1 000 € à 1 200 €	-0,0788	(0,1327)		
De 1 200 € à 1 400 €	-0,0100	(0,1388)		
De 1 400 € à 1 600 €	0,0209	(0,1371)		
De 1 600 € à 2 000 €	0,0025	(0,1460)		
Plus de 2 000 €	ref			
<b>Temps de travail</b>				
Temps plein	ref			
Temps partiel court	0,6278***	(0,2368)		
Temps partiel long	0,5733***	(0,1707)		
<b>Formation</b>				
Accès à une formation	-0,0773	(0,0746)		
Aucune formation	ref			
<b>Classes de qualité des emplois</b>				
2 - Très faible			-0,2828**	(0,1327)
4 - Faible			-0,206**	(0,1003)

<sup>12</sup> Bruyère et Lizé (2010) montrent d'ailleurs que les plus qualifiés ont une probabilité plus forte d'avoir une stabilité, voire une augmentation, de leur rémunération lorsqu'ils connaissent une mobilité externe (volontaire ou non).

<sup>13</sup> D'après Pak (2013), les jeunes sont plus souvent en temps partiel, et lorsqu'ils le sont, ce temps partiel est davantage subi.

3 - Intermédiaire			-0,1245	(0,1003)
1 - Forte			ref	
<b>Aspirations professionnelles</b>				
Conserver un emploi stable			ref	
Améliorer votre situation professionnelle :				
<i>Gagner plus d'argent</i>			0,3760***	(0,1347)
<i>Etre plus autonome dans votre travail ou avoir un travail plus intéressant</i>			0,3210***	(0,1085)
<i>Etre plus reconnu dans votre travail</i>			0,3812**	(0,1890)
<i>Monter dans la hiérarchie</i>			0,3079**	(0,1503)
<i>Autres</i>			0,5939**	(0,2943)
<i>Améliorer ou avoir de meilleures conditions de travail</i>			0,0365	(0,0940)
Ménager votre vie hors travail			0,0604	(0,0483)
<b>Age en 2005</b>				
Moins de 30 ans	0,1390*	(0,0826)	0,0347	(0,0785)
30 ans ou plus	ref		ref	
<b>Sexe</b>				
Hommes	ref		ref	
Femmes	-0,3835***	(0,0861)	-0,3215***	(0,0746)
<b>Taille de l'entreprise</b>				
Moins de 10 salariés	ref		ref	
10-49 salariés	0,0538	(0,1008)	0,0292	(0,1024)
50-199 salariés	0,0950	(0,1329)	0,0733	(0,1374)
Plus de 200 salariés	-0,0534	(0,1497)	-0,0535	(0,1594)
Indéterminée	-0,4797*	(0,2511)	-0,4712*	(0,2752)
<b>Secteur d'activité de l'entreprise</b>				
Industrie	-0,3350***	(0,0896)	-0,3541***	(0,0895)
Construction	-0,1038	(0,1167)	-0,0871	(0,1138)
Services marchands	ref		ref	
Indéterminée	-0,6746	(0,4252)	-0,7435*	(0,4373)
<b>Durée de l'emploi</b>				
Emploi de moins de 12 mois	0,2672***	(0,0917)	0,2858***	(0,0983)
Emploi de 12 mois et plus	ref		ref	
<b>Situation à l'interrogation précédente (2003)</b>				
En emploi	ref		ref	
Au chômage	-0,3684**	(0,1728)	-0,3838**	(0,1783)
En inactivité	0,1283	(0,1493)	0,1373	(0,1539)
<b>Coefficient de corrélation Rho</b>	0,7333***	(0,2199)	0,6964***	(0,2491)

Source : Enquête Génération 1998, interrogation 2008, Céreq. Calculs des auteurs.

Champ : Salariés en CDI du secteur concurrentiel marchand (hors agricole) ayant connu une rupture d'emploi entre 2005 et 2008, France métropolitaine.

\*\*\* : significativité à 1 % ; \*\* : significativité à 5 % ; \* : significativité à 10 %, ns : non significatif.

Nous cherchons dorénavant à comprendre si l'association de plusieurs dimensions des conditions d'emploi, par exemple un cumul de conditions défavorables – bas salaire, temps partiel, pas de formation –, peut conduire à des interprétations différentes. Avec l'approche

synthétique de qualité des emplois (« modèle 2 » du tableau 3<sup>14</sup>), il ressort que ce sont les individus appartenant aux classes de qualité des emplois « faible » et « très faible » qui ont une moindre probabilité de partir volontairement de leur emploi, par rapport aux individus ayant une qualité de l'emploi « forte ». Le cumul de mauvaises conditions d'emploi (en termes de salaire, de temps de travail et d'accès à la formation) ne semble pas inciter les individus à partir volontairement de cet emploi. Au contraire, ce sont les individus connaissant déjà de bonnes conditions d'emploi qui vont être plus souvent amenés à démissionner. Ce résultat peut être rapproché des approches théoriques et empiriques qui mettent en avant les inégales capacités des individus devant la mobilité. Ce sont les jeunes favorablement positionnés sur le marché du travail, c'est-à-dire ceux qui ont les « moyens » de partir (en raison notamment de leur capital humain au sens large), qui vont être acteurs de leur mobilité.

Dans les résultats précédents, il apparaissait, d'un côté, qu'être à temps partiel augmente la probabilité d'avoir une mobilité volontaire, toutes choses égales par ailleurs, c'est-à-dire à salaire et accès à la formation donnés. D'un autre côté, avoir un bas salaire diminue cette probabilité, à temps de travail et accès à la formation donnés. L'intérêt d'un indicateur agrégé prend alors tout son sens ici puisqu'il permet de montrer l'effet négatif d'un cumul de conditions d'emploi défavorables : si le salarié est à temps partiel mais qu'il a également un faible salaire, cela diminue finalement sa probabilité de démissionner.

### 3.2.2.2. La mobilité volontaire au regard des aspirations professionnelles

Concernant les aspirations professionnelles des jeunes (« modèle 2 » du tableau 3), la référence choisie dans notre modèle est la priorité donnée par les salariés à « conserver un emploi stable ». Les effets des autres préférences individuelles doivent donc se lire par rapport à cette référence, exprimée majoritairement par les individus de notre échantillon (cf. annexe 1). Par rapport à la dimension « conserver un emploi stable », il apparaît que les salariés souhaitant gagner plus d'argent, être plus autonomes dans leur travail ou avoir un travail plus intéressant, être plus reconnus dans leur travail, et monter dans la hiérarchie, ont, toutes choses égales par ailleurs, une probabilité plus forte de mobilité volontaire. Autrement dit, le souhait d'améliorer sa satisfaction au travail, et particulièrement la dimension instrumentale (rémunération, stabilité, promotion), intrinsèque (intérêt et autonomie), ou de reconnaissance au travail, peut permettre d'expliquer pourquoi l'individu part volontairement de son entreprise. En revanche, la volonté de « ménager sa vie hors travail » et d'améliorer ou d'avoir de meilleures conditions de travail par rapport au fait de conserver son emploi stable, ne semble pas expliquer de manière significative le départ volontaire du salarié. Il est en effet possible que face à l'aspect de la stabilité en emploi, les individus accordent moins d'importance à la dimension « conditions de travail ». Ceci peut être d'autant plus vrai que nos résultats se basent sur une population jeune, qui n'a pas plus de sept ans d'ancienneté sur le marché du travail.

Ces résultats peuvent être rapprochés de l'analyse de Filatriau *et al.* (2011) qui décrivent les raisons principales des démissions, mais pour les seuls individus ayant trouvé un emploi directement après leur démission. La raison principale des démissions de ces individus est la recherche d'un travail plus intéressant (53 %), puis d'un meilleur salaire (19 %), ou encore de meilleures conditions de travail (c'est-à-dire un travail moins pénible ou mieux adapté, et

---

<sup>14</sup> Les variables utilisées pour la construction de l'indicateur ont été logiquement retirées dans ce modèle pour éviter des corrélations trop élevées (salaire, temps de travail, formation). La variable de qualification a été également enlevée du modèle parce qu'elle apparaissait trop liée aux classes de qualité des emplois.

un rythme de travail plus adapté, pour 17 % d'entre eux). Portant sur un échantillon d'individus différents, nos résultats semblent malgré tout confirmer l'importance de la dimension intrinsèque du travail et de la satisfaction de l'individu par rapport à son salaire. Seule la dimension des conditions de travail ne ressort pas, ce qui peut s'expliquer, comme déjà mentionné, par la particularité de notre population en termes d'âge.

L'analyse empirique effectuée sur l'influence de la qualité des emplois et des aspirations professionnelles des jeunes en CDI sur leur probabilité de connaître une mobilité volontaire a fait apparaître deux résultats intéressants. D'une part, ce sont les individus favorablement positionnés sur le marché du travail qui ont une probabilité plus forte de mobilité volontaire, par rapport aux individus présents dans des emplois de faible ou très faible qualité. D'autre part, quand les salariés expriment des aspirations professionnelles en termes de rémunération, d'autonomie, de reconnaissance au travail ou encore de progression de carrière, cela les incite à partir volontairement de leur emploi dans l'objectif sous-jacent d'amélioration de ces dimensions du travail.

## **CONCLUSION**

L'analyse de la nature volontaire des mobilités professionnelles menée sur un échantillon de jeunes entrants sur le marché du travail a permis de confirmer l'importance du choix individuel dans les décisions de mobilité, tout en le relativisant. Dans l'ensemble, les jeunes salariés en CDI décident de partir de leur emploi afin d'améliorer certaines dimensions de la satisfaction au travail, et, en premier lieu, leur rémunération, leur possibilité de carrière, leur autonomie ou encore la reconnaissance de leur travail. Mais ces choix individuels se révèlent dépendants de la capacité réelle des individus à connaître une trajectoire professionnelle favorable sur le marché du travail. Ainsi, notre analyse a montré que ce sont les individus déjà favorablement positionnés sur le marché du travail, tant en termes de qualification, de salaires, ou plus globalement de qualité des emplois, qui sont susceptibles de réaliser plus souvent des mobilités volontaires. Les autres semblent privilégier avant tout leur position stable sur le marché du travail, du fait qu'ils sont en CDI, plutôt que se risquer à émettre et satisfaire d'autres souhaits relatifs à la qualité de leur travail.

Les résultats de cet article réaffirment l'intérêt de la prise en compte des déterminants de la mobilité volontaire dans le cadre d'une analyse de la trajectoire professionnelle des individus. Dans ce prolongement, l'étude des flux de main-d'œuvre sur le marché du travail selon la qualité des emplois et des conséquences des mobilités volontaires sur celle-ci permettrait de mieux intégrer les situations postérieures aux mobilités.

## BIBLIOGRAPHIE

- AMOSSE T., 2003, « Interne ou externe, deux visages de la mobilité professionnelle », *Insee Première*, n° 921, Insee, septembre.
- AMOSSE T., PERRAUDIN C., PETIT H., 2009, « Modalités juridiques des ruptures d'emploi et perception des salariés », in Gomel B., Méda D., Serverin E. (dir.), *L'emploi en ruptures*, Paris, Dalloz.
- AMOSSE T., PERRAUDIN C., PETIT H., 2012, « Mobilité et segmentation du marché du travail : quel parcours professionnel après avoir perdu ou quitté son emploi ? », *Économie et Statistique*, n° 450, novembre, p. 79-105.
- BAUDELLOT C., GOLLAC M., 2003, *Travailler pour être heureux ? Le bonheur et le travail en France*, Fayard, Paris.
- BRUYERE M., LIZE L., 2010, « Emploi et sécurité des trajectoires professionnelles. La nature de l'emploi détermine la sécurité des parcours professionnels », *Économie et Statistique*, n° 431-432, octobre, p. 95-112.
- CLARK A., GEORGELLIS Y., SANFEY P., 1998, « Job Satisfaction, Wage Change and Quits: Evidence from Germany », *Research in Labor Economics*, n°17, p. 95-121.
- COMMISSION EUROPEENNE, 2010, *Europe 2020. Une stratégie pour une croissance intelligente, durable et inclusive*, Bruxelles.
- DALMASSO R., GOMEL B., MEDA D., SERVERIN E., 2012, « Des ruptures conventionnelles vues par les salariés : à la recherche des raisons de rompre », *Revue de l'IREs*, n° 74, 2012/3, p. 3-34.
- DAVOINE L., 2007, *La qualité de l'emploi : une perspective européen*, Thèse pour le doctorat en Sciences Economiques, Université Paris 1Panthéon-Sorbonne.
- DAVOINE L., 2009, « L'économie du bonheur. Quel intérêt pour les politiques publiques ? », *Revue économique*, vol. 60 (4), juillet, pp. 905-926.
- DAVOINE L., 2012, *Économie du bonheur*, coll. « Repères », La Découverte.
- DOERINGER, PIORE, 1971, *Internal labor markets and manpower analysis*, Health Lexington Books.
- ERHEL C., GUERGOAT-LARIVIERE M., 2013, « La mobilité de la main-d'œuvre en Europe : le rôle des caractéristiques individuelles et de l'hétérogénéité entre pays », *Revue économique*, vol.64 (2), mars, p. 309-343.
- ETTOUATI S., 2010, « Les mouvements de main-d'œuvre en 2009 : une légère reprise de la rotation malgré une baisse de l'emploi », *Dares Analyses*, n° 005, janvier.
- FILATRIAU O., NOUËL DE BUZONNIERE C., 2011, « Les mobilités inter-entreprises choisies et contraintes », *Emploi et salaires, édition 2011*, Insee Références, p. 55-67.
- FREEMAN R. B., 1978, « Job Satisfaction as An Economic Variable », *American Economic Review*, vol. 68 (2), p. 135-141.
- FREEMAN R. B., ROGERS J., 2006, *What workers want*, New York: Cornell University Press.
- GARCIA-SERRANO C., 2004, « Temporary employment, working conditions and expected exits from firms », *Labour*, vol. 18 (2), p. 293-316.
- GIVORD P., MAURIN E., 2003, « La montée de l'instabilité professionnelle et ses causes », *Revue économique*, vol. 54 (3), mars, p. 617-626.
- GREEN F., MOSTAFA T., PARENT-THIRION A., VERMEYLEN G., VAN HOUTEN G., BILETTA I., LYLY-YRJANAINEN M., 2013, « Job Quality Becoming More Unequal? », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 66 (4), July, p. 753-784.
- GREENE W., 2005, *Econométrie*, Pearson Education (5ème Ed.).
- HAMERMESH D., 1977, « Economic Aspects of Job Satisfaction », in ASHENFELTER O.C. et OATES W.E. (eds), *Essays in Labor Market Analysis*, Wiley, New York, p. 53-72.

- HECKMAN J.J., 1979, « Sample Selection Bias as a Specification Error », *Econometrica*, vol. 47 (1), January, p. 153-161.
- JOHNSON W. R., 1978, « A theory of job shopping », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 92 (2), p. 261-278.
- JOVANOVIĆ B., 1979, « Firm-specific capital and turnover », *Journal of Political Economy*, vol. 87 (6), pp. 1246-1260.
- KALLEBERG A., 1977, « Work Values and Job Reward: a Theory of Job Satisfaction », *American Sociological Review*, vol.42 (1), February, p. 124-143.
- LEMOINE M., WASMER E., 2010, *Les mobilités des salariés*, rapport du Conseil d'analyse économique, juin.
- LEVY-GARBOUA L., MONTMARQUETTE C., SIMONNET V., 2007, « Job satisfaction and Quits », *Labour Economics*, vol.14 (2), avril, p. 251-268.
- MINNI C., POMMIER P., 2013, « Emploi et chômage des 15-29 ans en 2012 », *Dares analyses*, n° 073, Dares, novembre.
- MUÑOZ DE BUSTILLO R., FERNANDEZ-MACIAS E., ESTEVE F., ANTON J-I., 2011, « E pluribus unum? A critical survey of job quality indicators », *Socio-Economic Review*, vol. 9 (3), July, p. 447-475.
- OCDE, 2014, *Perspectives de l'emploi*, Editions OCDE, Paris.
- PAK M., 2013, « Le travail à temps partiel », *Synthèse Stat*, n° 4, Dares, juin.
- PARAIRE X., 2014, « Les mouvements de main-d'œuvre en 2012. Recul des recrutements en CDI dans tous les secteurs », *Dares analyses*, n° 003, Dares, janvier.
- PAUGAM S., 2000, *Le salarié de la précarité. Les nouvelles formes de l'intégration professionnelle*, PUF, coll. « Le Lien Social », Paris.
- PETIT H., 2002, « Fondements et dynamique de la segmentation du marché du travail. Une analyse sur données françaises », Thèse de Doctorat en Sciences Économiques, Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne.
- PORTELA M., DEZENAIRE F., 2014, « Quitter le foyer familial : les jeunes adultes confrontés à la crise économique », *Études et Résultats*, n° 887, Drees, juillet.
- VAN DE VEN W., VAN PRAGG B., 1981, « The Demand for Deductibles in Private Health Insurance: a Probit Model with Sample Selection », *Journal of Econometrics*, n° 17, p. 229-252.





## ANNEXES

### Annexe 1. Statistiques descriptives de l'échantillon total et des sous-échantillons

En %	Mobilités subies	Mobilités volontaires	CDI ayant eu une rupture	Ensemble
<b>Rupture</b>				
Oui	100,0	100,0	100,0	24,0
Non				76,0
<b>Type de mobilité</b>				
Volontaire : démissions		100,0	73,6	59,5
Subie : licenciements (et fins de contrat pour la colonne 'Ensemble')	100,0		26,4	40,5
<b>Taille de l'entreprise</b>				
Moins de 10 salariés	34,9	25,1	27,7	17,8
10-49 salariés	27,7	28,3	28,2	22,2
50-199 salariés	15,8	21,0	19,6	17,5
Plus de 200 salariés	16,4	20,4	19,3	22,5
Indéterminée	5,2	5,2	5,2	20
<b>Secteur d'activité de l'entreprise</b>				
Industrie	22,4	18,2	19,3	22,1
Construction	10,0	11,0	10,8	7,8
Services marchands	66,7	70,4	69,4	69,6
Indéterminé	0,9	0,4	0,5	0,5
<b>Catégorie socio-professionnelle</b>				
Cadres	11,0	20,5	18,0	15,2
Professions intermédiaires	24,1	29,7	28,2	29,6
Employés	33,4	20,9	24,2	27,2
Ouvriers	31,5	28,9	29,6	28,0
<b>Statut à la fin de l'emploi</b>				
CDI	100,0	100,0	100,0	88,8
EDD (CDD et intérim)				11,2
<b>Durée de l'emploi</b>				
Emploi de moins de 12 mois	80,4	78,6	79,1	83,6
Emploi de 12 mois et plus	19,6	21,4	20,9	16,4
<b>Sexe</b>				
Hommes	51,5	65,2	61,6	55,5
Femmes	48,5	34,8	38,4	44,5
<b>Age en 2005</b>				
Moins de 30 ans	74,0	70,1	71,1	70,8
30 ans ou plus	26,0	29,9	28,9	29,2
<b>Temps de travail</b>				
Temps plein	90,2	87,9	88,5	88,3

Temps partiel court	3,4	3,7	3,6	4,0
Temps partiel long	6,4	8,4	7,9	7,7
<b>Formation</b>				
Accès à une formation	32,3	35,8	34,9	42,3
Aucune formation	67,7	64,2	65,1	57,7
<b>Salaire</b>				
Moins de 1 000 €	19,1	10,7	12,9	12,5
Entre 1 000 et 1 200 €	25,1	18,3	20,1	18,9
Entre 1 200 et 1 400 €	18,2	20,1	19,6	22,0
Entre 1 400 et 1 600 €	13,1	15,1	14,5	15,3
Entre 1 600 et 2 00 €	10,2	14,5	13,4	15,4
Plus de 2 000 €	14,3	21,3	19,5	15,9
<b>Situation à l'interrogation précédente (2003)</b>				
Emploi	81,4	89,1	87,1	88,5
Chômage	13,4	5,7	7,7	7,1
Inactivité	5,2	5,4	5,1	4,4
<b>Aspirations professionnelles :</b>				
Conserver un emploi stable	46,4	34,5	37,7	43,2
Améliorer votre situation professionnelle :				
<i>Gagner plus d'argent</i>	6,1	10,9	9,6	8,0
<i>Etre plus autonome dans votre travail ou d'avoir un travail plus intéressant</i>	11,6	13,9	13,3	10,0
<i>Etre plus reconnu dans votre travail</i>	2,5	3,6	3,3	3,2
<i>Monter dans la hiérarchie</i>	4,3	7,9	6,9	6,6
<i>Améliorer vos conditions de travail</i>	3,5	4,2	4,0	3,9
<i>Autres</i>	1,2	1,7	1,6	0,8
Ménager votre vie hors travail	24,5	23,3	23,6	24,4
<b>Classes de qualité des emplois</b>				
Classe 2 – « très faible »	40,5	24,8	29,0	27,4
Classe 4 – « faible »	21,2	21,4	21,3	23,5
Classe 3 – « intermédiaire »	17,3	23,0	21,5	24,2
Classe 1 – « forte »	21,0	30,8	28,2	24,9
<b>Ensemble (%)</b>	4,8	13,5	18,3	100
<b>Ensemble (N)</b>	23 076	64 356	87 432	477 731

Source : Enquête Génération 1998, interrogation 2008, Céreq. Calculs des auteurs.

Champ : Salariés et fonctionnaires hors secteur agricole, France métropolitaine.

## **Annexe 2. Un indicateur synthétique de qualité des emplois à partir d'une analyse des correspondances multiples et d'une classification**

Pour mieux appréhender la combinaison des différentes caractéristiques des emplois pour chaque individu, nous avons réalisé dans un premier temps une analyse des correspondances multiples (ACM) sur les variables caractérisant les emplois, puis une classification ascendante hiérarchique (CAH).

### Le principe de l'analyse des correspondances multiples

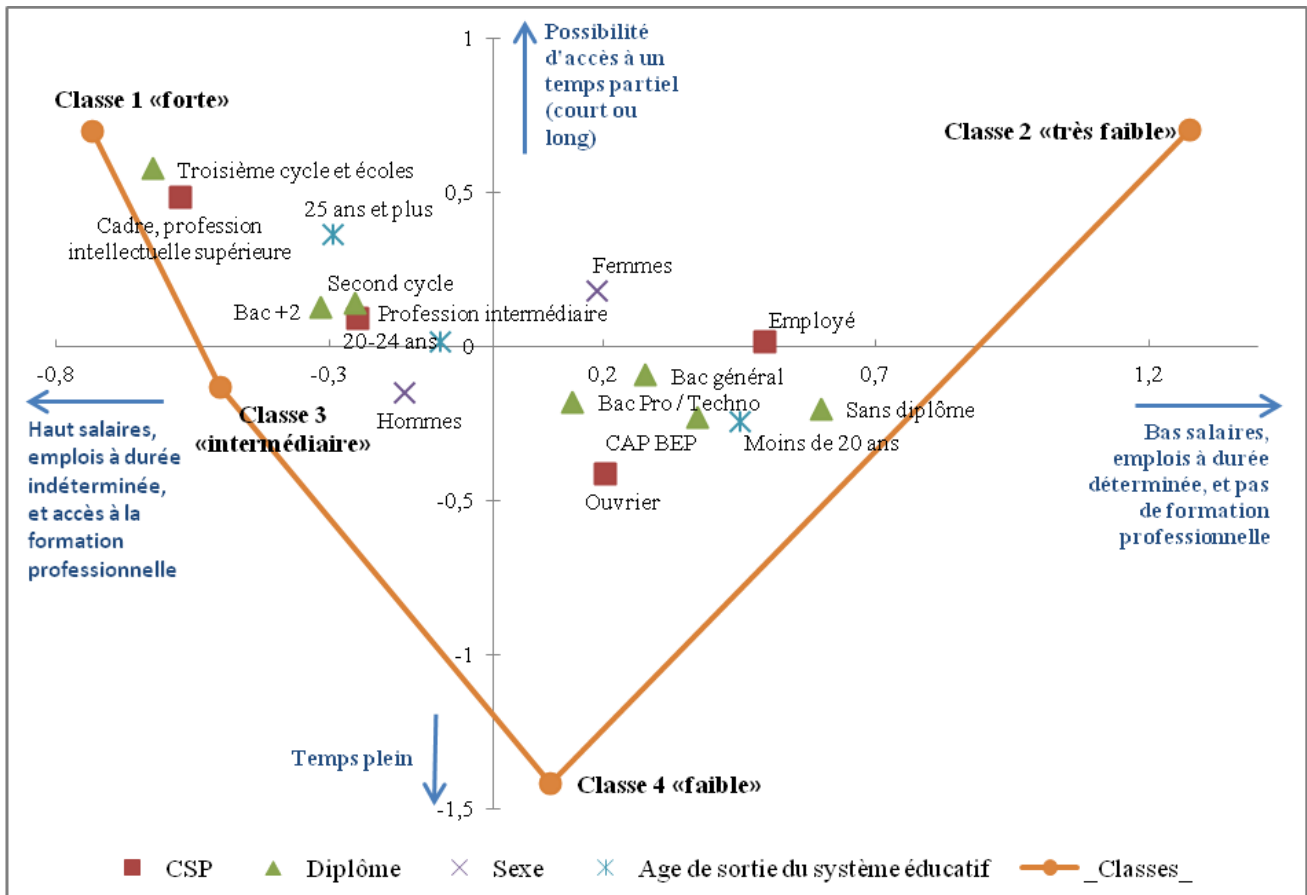
L'ACM permet d'étudier les liaisons entre un grand nombre de variables qualitatives. La démarche consiste à partir d'un ensemble de variable  $X_1, X_2, \dots, X_p$  observées et corrélées entre elles, d'obtenir un second ensemble de variables synthétiques  $Y_1, Y_2, \dots, Y_p$  (les facteurs) qui, elles, ne sont pas corrélées entre elles. Seules les premières variables résumant de manière satisfaisante l'information sont sélectionnées.

Dans une ACM, il est préférable d'avoir un nombre de modalités sensiblement le même pour les variables actives car la contribution d'une variable à l'inertie totale est une fonction croissante du nombre de ses modalités. De même, il faut limiter les modalités avec des effectifs faibles car la contribution d'une modalité est une fonction décroissante de son effectif. Il faut donc limiter les modalités avec des effectifs faibles car sinon elles pourraient déterminer des axes principaux. Des regroupements de modalités sont donc nécessaires préalablement à la réalisation de l'ACM. Par exemple, on ne peut pas garder pour l'ACM une grande variété de contrats de travail ou une trop importante dispersion des classes de salaire afin qu'ils n'aient pas une contribution trop importante. C'est pourquoi nous avons choisi ici d'effectuer de tels regroupements (cf. annexe 1).

### La classification ascendante hiérarchique

À partir des coordonnées des individus sur les quatre facteurs de l'ACM retenus (car la part d'inertie expliquée est supérieure à la moyenne de l'inertie totale), nous réalisons une classification ascendante hiérarchique (CAH). Cette classification consiste à regrouper dans une même classe les individus les plus proches. Dans cette CAH, on va alors utiliser la distance euclidienne classique pour apprécier la proximité entre les individus observés selon le critère d'agrégation habituel pour construire l'arbre hiérarchique, soit la perte d'inertie minimale (critère de Ward).

### Situations des jeunes en fonction de la qualité de leurs emplois et de leurs caractéristiques sociodémographiques



## Annexe 3. Statistiques descriptives des classes de qualité de l'emploi

	Classe 1 « forte »	Classe 2 « très faible »	Classe 3 « intermé- diaire »	Classe 4 « faible »	Ensemble	
<b>Salaire mensuel médian avec primes (en euros)</b>	2 367	1 100	1 625	1 358	1 500	
					<i>Effectifs</i>	<i>%</i>
<b>Quartile de salaire ajusté :</b>						
Q1 - moins de 1150 euros	0	89	0	0	116 768	24
Q2 - de 1150 à 1372 euros	5	3	0	100	121 493	25
Q3 - de 1372 euros à 1725 euros	0	3	100	0	120 044	25
Q4 - plus de 1725 euros	95	5	0	0	119 660	25
<b>Statut d'emploi :</b>						
Emploi à durée déterminée	1	33	8	16	72 351	15
Emploi à durée indéterminée	99	67	92	84	405 614	85
<b>Temps de travail :</b>						
Temps plein	90	69	96	100	422 021	88
Temps partiel court	0	14	0	0	19 305	4
Temps partiel long	10	16	4	0	36 639	8
<b>Accès à une formation dans l'emploi :</b>						
Réalisation d'une formation au cours de la séquence d'emploi	58	23	52	38	202 353	42
Pas de réalisation de formation dans le cadre de cet emploi	42	77	48	62	275 612	58
<b>Durée de la séquence d'emploi* :</b>						
Séquence d'emploi de moins de 12 mois	11	27	12	15	78 567	16
Séquence d'emploi de plus de 12 mois	89	73	88	85	399 398	84
<b>Plus haut diplôme obtenu* :</b>						
Sans diplôme	4	21	10	15	62 104	13
CAP BEP	8	31	20	30	106 275	22
Bac Professionnel / Technologique	10	24	22	25	96 369	20
Bac général	3	6	5	7	25 437	5
Bac +2	28	11	30	16	100 779	21
Second cycle	16	4	10	6	42 171	9
Troisième cycle et écoles	31	2	3	1	44 830	9
<b>Sexe* :</b>						
Hommes	65	38	62	59	265 099	55
Femmes	35	62	38	41	212 866	45
<b>Catégorie socioprofessionnelle* :</b>						
Cadre, profession intellectuelle supérieure	46	3	8	3	72 482	15

Profession intermédiaire	33	19	44	24	141 473	30
Employé	9	49	17	32	130 028	27
Ouvrier	12	29	30	41	133 982	28
<b>Ensemble :</b>	100	100	100	100	477 965	100

Source : Enquête *Génération* 1998, interrogation 2008, Céreq. Calculs des auteurs.

Champ : Salariés et fonctionnaires hors secteur agricole, France métropolitaine.

\* : ces variables ne sont pas introduites dans la classification

Annexe 4. Probabilité de connaître une mobilité (1<sup>ère</sup> équation)

	Modèle 1		Modèle 2	
	<i>Coefficient</i>	<i>Ecart-type</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Ecart-type</i>
Probit bivarié avec sélection (1 <sup>ère</sup> équation)				
<b>Constante</b>	-0,2356**	(0,1176)	-0,3241***	(0,0990)
<b>Catégorie socio-professionnelle</b>				
Cadres	0,1906**	(0,0792)		
Professions intermédiaires	0,0355	(0,0556)		
Employés	-0,0208	(0,0603)		
Ouvriers	ref			
<b>Salaire</b>				
Moins de 1 000 €	-0,0073	(0,1000)		
De 1 000 € à 1 200 €	-0,0307	(0,0783)		
De 1 200 € à 1 400 €	-0,1554**	(0,0734)		
De 1 400 € à 1 600 €	-0,1107	(0,0746)		
De 1 600 € à 2 000 €	-0,1910***	(0,0702)		
Plus de 2 000 €	ref			
<b>Temps de travail</b>				
Temps plein	ref			
Temps partiel court	0,0659	(0,1199)		
Temps partiel long	0,1163	(0,0813)		
<b>Formation</b>				
Accès à une formation	-0,1285***	(0,0405)		
Aucune formation	ref			
<b>Classes de qualité des emplois</b>				
2 - Très faible			ref	
4 - Faible			0,0441	(0,0578)
3 - Intermédiaire			-0,1752***	(0,0536)
1 - Forte			-0,1383**	(0,0562)
<b>Aspirations professionnelles</b>				
Conserver un emploi stable			ref	
Améliorer votre situation professionnelle :				
<i>Gagner plus d'argent</i>			0,1051	(0,0680)
<i>Etre plus autonome dans votre travail ou avoir un travail plus intéressant</i>			0,3095***	(0,0624)
<i>Etre plus reconnu dans votre travail</i>			0,2161**	(0,1047)
<i>Monter dans la hiérarchie</i>			0,0788	(0,0756)
<i>Autres</i>			0,6772***	(0,1848)
<i>Améliorer ou avoir de meilleures conditions de travail</i>			0,2427	(0,17)
Ménager votre vie hors travail			0,0782	(0,0823)
<b>Age en 2005</b>				
Moins de 30 ans	0,0707	(0,0485)	0,0330	(0,0457)
30 ans ou plus	ref		ref	



<b>Sexe</b>				
Hommes	ref		ref	
Femmes	-0,1509***	(0,0450)	-0,1512***	(0,0407)
<b>Taille de l'entreprise</b>				
Moins de 10 salariés	ref		ref	
10-49 salariés	-0,1587***	(0,0527)	-0,1701***	(0,0528)
50-199 salariés	-0,2295***	(0,0577)	-0,2504***	(0,0577)
Plus de 200 salariés	-0,3897***	(0,0587)	-0,4165***	(0,0581)
Indéterminée	-0,9647***	(0,0734)	-0,9890***	(0,0733)
<b>Secteur d'activité de l'entreprise</b>				
Industrie	-0,1550***	(0,0502)	-0,1456***	(0,0481)
Construction	-0,0089	(0,0684)	0,0007	(0,0665)
Services marchands	ref		ref	
Indéterminée	-0,0774	(0,2450)	-0,0560	(0,2436)
<b>Durée de l'emploi</b>				
Emploi de moins de 12 mois	0,3289***	(0,0541)	0,3736***	(0,0531)
Emploi de 12 mois et plus	ref		ref	
<b>Situation à l'interrogation précédente (2003)</b>				
En emploi	ref		ref	
Au chômage	0,1364*	(0,0778)	0,1434*	(0,0778)
En inactivité	0,2106**	(0,0967)	0,2295**	(0,0974)
<b>A la recherche d'un emploi</b>				
Oui	ref		ref	
Non	-0,2912***	(0,0680)	-0,2803***	(0,0685)
<b>Date de sortie du système éducatif</b>				
1 <sup>er</sup> trimestre	0,2177**	(0,0982)	0,2385**	(0,0995)
2 <sup>nd</sup> trimestre	-0,0006	(0,0838)	-0,0039	(0,0838)
3 <sup>ème</sup> trimestre	0,0430	(0,0529)	0,0435	(0,0527)
4 <sup>ème</sup> trimestre	ref		ref	

Source : Enquête Génération 1998, interrogation 2008, Céreq. Calculs des auteurs.

Champ : Salariés en CDI du secteur concurrentiel marchand (hors agricole), France métropolitaine.

\*\*\* : significativité à 1 % ; \*\* : significativité à 5 % ; \* : significativité à 10 %, ns : non significatif.

## DERNIERS NUMÉROS PARUS :

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

- N° 180** *La survenue du cancer : effets de court et moyen termes sur l'emploi, le chômage et les arrêts-maladie*  
THOMAS BARNAY, MOHAMED ALI BEN HALIMA, EMMANUEL DUGUET,  
JOSEPH LANFRANCHI, CHRISTINE LE CLAINCHE  
**avril 2015**
- N° 179** *Profit-Sharing and Wages: An Empirical Analysis Using French Data Between 2000 and 2007*  
Partage des profits et salaires : une analyse empirique à partir de données françaises portant sur la période 2000 à 2007  
NOELIE DELAHAIE, RICHARD DUHAUTOIS  
**mars 2015**
- N° 178** *The Impact of a Disability on Labour Market Status: A Comparison of the Public and Private Sectors*  
L'impact du handicap sur les trajectoires d'emploi : une comparaison public-privé  
THOMAS BARNAY, EMMANUEL DUGUET, CHRISTINE LE CLAINCHE, MATHIEU NARCY, YANN VIDEAU  
**janvier 2015**
- N° 177** *Les écarts de salaires hommes-femmes : quels rôles des caractéristiques non cognitives ?*  
ISABELLE BENSIDOUN, DANIELE TRANCART  
**janvier 2015**
- N° 176** *Emploi, non-emploi : une analyse femmes-hommes*  
MATHILDE GUERGOAT-LARIVIERE, SEVERINE LEMIERE  
**décembre 2014**
- N° 175** *Une fabrique française de transformation des conditions de travail. L'Agence nationale pour l'amélioration des conditions de travail (Anact)*  
ANNE-SOPHIE BRUNO, SYLVIE CELERIER, NICOLAS HATZFELD  
**novembre 2014**
- N° 174** *Les dispositifs de prévention des risques professionnels en France. Les enseignements du croisement d'une approche quantitative et qualitative*  
THOMAS AMOSSE, SYLVIE CELERIER  
**septembre 2014**
- N° 173** *Au-delà de la tertiarisation : 30 ans de modifications du tissu productif*  
RICHARD DUHAUTOIS, NADINE LEVRATTO, HELOÏSE PETIT  
**août 2014**
- N° 172** *The Motherhood Wage Penalty and its Determinants: a Public-Private Comparison*  
Effet de la maternité sur la rémunération des mères et facteurs explicatifs : une comparaison public/privé  
CHLOE DUVIVIER, MATHIEU NARCY  
**juillet 2014**