



**HAL**  
open science

## 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?. *Revue Economique*, 2017, 68 (2), pp.249-279. 10.3917/reco.pr2.0079 . hal-01446430

**HAL Id: hal-01446430**

**<https://hal.science/hal-01446430>**

Submitted on 15 May 2018

**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.

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

Mickaël Portela\*

Camille Signoretto†

*Cet article se propose d'étudier l'influence de la qualité de l'emploi et des aspirations professionnelles des jeunes salariés en contrats à durée indéterminée sur la nature volontaire des mobilités (démissions). À partir de l'enquête Génération 1998 à dix ans, les résultats montrent que ce sont les salariés souhaitant améliorer leur situation en matière de salaire, d'autonomie ou encore de reconnaissance au travail, qui ont une probabilité plus forte de partir volontairement de leur emploi. À côté de ces souhaits individuels, les caractéristiques des emplois influencent également la probabilité de mobilité volontaire : être à temps partiel augmente cette probabilité, ainsi qu'être dans une position socioprofessionnelle favorable (cadre). Enfin, ces mobilités volontaires semblent davantage associées à une amélioration ou à une stabilité de la situation professionnelle des salariés.*

## JOB QUALITY AND PROFESSIONAL WISHES: WHAT LINKS WITH VOLUNTARY JOB MOBILITY OF YOUNG PEOPLE IN PERMANENT CONTRACTS?

*This article studies the impact of job quality and professional wishes of the young workers on the voluntary job mobility (quits). From French data on a generation of young workers starting their professional career and employed on permanent contracts, our results indicate that these are workers who wish improve their situation in terms of wage, autonomy, or work recognition, who will have a stronger probability of quitting voluntary their job. At the same time, these are part-time workers who have more probability to experience a voluntary mobility rather than imposed one. A high professional position in the firm (be an executive) also increases this probability. Finally, our empirical results on post-mobility situation show that voluntary mobility is more associated with an improvement or a stabilization of the professional situation of the workers.*

Classification JEL : J63, J28, C35

---

\* Centre d'Études de l'Emploi (CEE). *Correspondance* : CEE, Immeuble « Le Descartes 1 », 29 promenade Michel Simon, 93 166 Noisy-le-Grand Cedex. *Courriel* : mickael.portela@cee-recherche.fr.

† Aix Marseille Université, CNRS, LEST, et Centre d'études de l'emploi et du travail (CEET). *Correspondance* : LEST-CNRS, 35 avenue Jules Ferry, 13626 Aix-en-Provence Cedex 01. *Courriel* : camille.signoretto@univ-amu.fr.

*Les auteurs souhaitent remercier Christine Chambaz, Christine Erhel, Jérôme Gautié et Vincent Lignon pour leurs discussions et remarques constructives, les participants aux colloques des JDL et AES 2012, ainsi que les deux rapporteurs anonymes, pour leurs suggestions et commentaires. Toute erreur ou omission éventuelle relève bien sûr de la seule responsabilité des auteurs.*

*Une partie de ce travail a été soutenue par l'attribution d'une allocation postdoctorale Gestes / Région Île-de-France.*

## 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 (contrat à durée déterminée – CDD, 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 : celles-ci représentent 55 % des fins de CDI des moins de 30 ans en 2012, contre 43 % pour l'ensemble de la population<sup>3</sup>. Constituant un mode de rupture à l'initiative du salarié, les démissions relèvent, du moins juridiquement, d'un choix de celui-ci. Cela nous conduit à les qualifier, dans la suite de notre exposé, de mobilité volontaire<sup>4</sup>. Ce surcroît de mobilités volontaires chez les jeunes va donc à l'encontre de l'idée reçue selon laquelle ces derniers ayant enfin obtenu un CDI resteraient attachés « à tout prix » à cet emploi stable. Mais ce paradoxe apparent est peu étudié. Or il est légitime de s'interroger sur les motivations qui conduisent ces jeunes à partir volontairement de leur emploi et ainsi prendre le risque de ne pas retrouver une telle stabilité. L'objet de l'article est donc de rechercher empiriquement les facteurs pouvant influencer la nature – volontaire ou subie – de la mobilité en CDI des jeunes débutant leur carrière professionnelle. Pour cela, nous utilisons les données individuelles issues de l'enquête Génération 1998 à dix ans, qui retrace le parcours professionnel des jeunes sur les dix années qui se sont écoulées depuis leur sortie du système éducatif. Nous mobilisons également la littérature, tant théorique qu'empirique, sur la mobilité professionnelle externe (changement d'entreprise impliquant une sortie d'emploi). 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.

Plus précisément, la littérature microéconomique s'appuie sur la recherche de la meilleure utilité possible. Dans le cadre de la mobilité sur le marché du travail, elle considère que les

---

<sup>1</sup> Dans un discours du 23 janvier 2013, F. 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 » intitulé « 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.

<sup>3</sup> Ces parts sont calculées à partir des taux de démission et de sortie de CDI établis dans Paraire [2014].

<sup>4</sup> À l'inverse, nous qualifierions de mobilité subie ou contrainte les licenciements qui s'appuient juridiquement 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 (*cf.* Amossé *et al.* [2009]). Toutefois, les auteurs observent que seules 3,8 % des démissions sont à l'initiative de l'employeur.

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 prend toutefois plusieurs formes. Traditionnellement, dans le modèle microéconomique de base, le salaire et plus largement le revenu constitue 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 être pertinentes parce qu'elles sont l'expression des attentes actuelles, voire futures dans certains travaux, des individus en matière de salaires ou de conditions de travail (Freeman [1978] ; Hamermesh [1977] ; Levy-Garboua et Montmarquette [2004]). En cela, elles peuvent expliquer les décisions de mobilité volontaire des individus (Clark *et al.* [1998] ; Green [2010] ; 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, comme alternative ou complément, l'utilisation de questions informant des 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]). Cette mobilité des jeunes peut également être renforcée par des phénomènes de rattrapage liés à un déclassement au moment de leur insertion sur le marché du travail.

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 femmes, des jeunes et des peu diplômés, à réaliser de « bonnes » mobilités (Erhel et Guergoat-Larivière [2013]). Sur la population spécifique des jeunes, Le Goff [1997] montre que le sexe, le niveau de formation et l'origine sociale influencent les comportements individuels en matière de mobilité volontaire en CDI. Enfin, ces décisions de mobilité volontaire s'inscrivent dans une perspective de cycle de vie et font l'objet de décisions au sein des couples (Dupray et Recotillet [2009]). Au-delà de ces caractéristiques individuelles, le niveau de qualification associé à l'emploi occupé par l'individu est aussi un élément pouvant décrire les inégales capacités des individus. Les non-qualifiés connaissent en effet davantage de mobilités externes qui les conduisent plus souvent vers le chômage. En ce sens, ces transitions peuvent être qualifiées de subies (Alonzo et Chardon [2006] ; Amossé [2002]). Plus largement, les inégalités dans les mobilités peuvent dépendre des politiques d'organisation de la production et de gestion de la main-d'œuvre mises en place dans les entreprises. Suivant une approche segmentationniste du marché du travail au sens de Doeringer et Piore [1971], le segment « supérieur » du marché primaire serait associé à des mobilités volontaires favorables

à l'individu (« carrière ascendante »), alors qu'au sein du marché « secondaire », ces mobilités n'engendreraient aucune amélioration (absence de « carrière ») (Amossé *et al.* [2012] ; Petit [2002]). On peut considérer ainsi que certaines politiques des entreprises en matière de gestion de la main-d'œuvre favorisent plus ou moins la mobilité volontaire des salariés (Duhautois *et al.* [2012]). Une politique salariale généreuse peut être considérée par exemple comme un outil de stabilisation de la main-d'œuvre. Duhautois *et al.* [2011] observent en effet que plus les salaires sont élevés dans les entreprises et plus les taux de démission y sont faibles. Leonard et Van Audenrode [1996] concluent également dans leur étude qu'une politique d'établissement favorisant et accélérant les carrières salariales est associée à des taux de licenciement pour motif personnel et de démissions plus faibles. Enfin, outre la politique salariale, l'environnement de travail du salarié (organisation du travail, conditions de travail) peut influencer le type de mobilité. Des conditions de travail favorables seraient associées à une plus grande stabilité dans l'emploi, c'est-à-dire à moins de mobilités (Amossé et Gollac [2008]). Complétant ces résultats, Garcia-Serrano [2004] montre que des conditions de travail dégradées sont associées à la fois à davantage de départs volontaires, notamment lorsqu'ils débouchent immédiatement sur un autre emploi, et à plus de départs involontaires.

Dans notre analyse de la nature de la mobilité des jeunes salariés en CDI, cette logique de choix individuel, contraint néanmoins par les caractéristiques des individus et les conditions d'emploi dans lesquelles ils se trouvent, est appréhendée à travers trois types de variables : individuelles (caractéristiques des salariés), contextuelles (caractéristiques des emplois occupés et des entreprises pour prendre en compte leurs politiques de gestion de la production et de la main-d'œuvre), et subjectives avec les aspirations professionnelles exprimées par les individus. Le choix a été fait de se concentrer sur les déterminants *ex-ante* de la nature de la mobilité dans les estimations économétriques, adoptant ainsi principalement une approche statique. Nous faisons l'hypothèse que ce sont les caractéristiques antérieures des emplois, et notamment les aspirations professionnelles comme expression de la satisfaction, qui expliquent les choix de mobilité. En effet, même si les salariés quittent leur emploi dans l'objectif d'améliorer leur situation, ils ne peuvent anticiper parfaitement la qualité de leur emploi futur, leurs conditions de travail et la satisfaction qu'ils en retireront, avant même de l'occuper. Les effets des mobilités professionnelles des jeunes sur leur carrière future ne sont que brièvement abordés dans cet article. Néanmoins, des éléments sur la trajectoire professionnelle postérieure à la mobilité seront décrits après les résultats des estimations économétriques, dans l'objectif de savoir si la mobilité a finalement été bénéfique aux salariés ayant quitté volontairement leur emploi.

La suite de l'article se divise en quatre sections. Nous présentons dans une première section la base de données mobilisée, l'échantillon retenu et la construction des variables explicatives, puis dans une deuxième section la stratégie économétrique utilisée (probits bivariés avec sélection). Les troisième et quatrième sections permettent d'analyser les résultats obtenus sur les déterminants de la mobilité et de sa nature volontaire plutôt que subie, et enfin sur les caractéristiques décrivant la situation sur le marché du travail après la mobilité.

## DONNEES ET VARIABLES UTILISEES

## L'enquête Génération 1998 à 10 ans

L'enquête Génération 1998<sup>5</sup>, qui a donné lieu à quatre vagues d'interrogation (2001, 2003, 2005, 2008), 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. Le champ de l'enquête est restreint aux jeunes qui sont « primo sortants » de leur formation, âgés au maximum de 35 ans<sup>6</sup>, et qui n'ont pas repris leurs études l'année suivant leur sortie. L'enquête Génération 1998 à dix ans, avec ses quatre vagues d'interrogation, retrace donc le parcours professionnel des jeunes sur les dix années qui se sont écoulées depuis la fin de leurs études. Plus précisément, 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 repérées font l'objet d'un questionnement plus approfondi permettant de préciser certaines caractéristiques de l'entreprise et d'apprécier les conditions d'emploi (contrats de travail, salaires, formation, temps de travail, etc.). Ces informations sont renouvelées en cas de changement d'entreprise et les motifs de départ sont également renseignés (démission, licenciement, fin de contrat ou autre). En outre, 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. Sur les quatre vagues de l'enquête Génération 1998, environ 11 000 jeunes ont répondu, constituant ainsi le champ final de l'enquête<sup>7</sup>. Cet échantillon est représentatif des 742 000 jeunes sortis du système éducatif en 1998.

Ce sont principalement les réponses issues des troisième (2005) et quatrième (2008) interrogations qui sont utilisées ici, dans l'objectif d'associer un ensemble d'informations sur la situation de l'individu en 2005 (variables présentes dans l'interrogation 2005) avec sa mobilité professionnelle externe observée entre 2006 et 2008 (variables présentes dans l'interrogation 2008). Ce choix s'explique pour deux raisons principales. D'abord, il semble plus pertinent, pour étudier les mobilités des jeunes salariés en CDI, d'écarter les premières années de vie active parce qu'elles sont davantage marquées par des « mobilités erratiques » (Dupray [2005]). Ensuite, en vue d'analyser les aspirations professionnelles des salariés en lien avec leur mobilité, nous utilisons le module supplémentaire « perspectives professionnelles ». Or, ce module n'est présent que dans les deux dernières interrogations. Ces informations sur les aspirations professionnelles, comme celles relatives aux caractéristiques des emplois, des

---

<sup>5</sup> 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.

<sup>6</sup> Les interrogations 2005 et 2008 sur lesquelles nous travaillons concernent par conséquent des « jeunes » pouvant être âgés au maximum de 42 ans en 2005. Toutefois, la majorité des individus interrogés ont moins de 35 ans (98 %). De plus, si cela peut surprendre au premier abord, les sociologues de la jeunesse ont depuis longtemps privilégié à l'âge physiologique d'autres déterminants de la jeunesse, le plus souvent objectifs (Galland [2000]), mais aussi subjectifs. La qualification de « jeunes » est donc maintenue dans notre étude car elle désigne des salariés jeunes du point de vue de leur vie active (moins de dix ans d'ancienneté) qui poursuivent leur processus de stabilisation dans l'emploi. Cette même perspective est adoptée par le producteur des données, le Céreq, y compris dans les travaux portant sur la situation des enquêtés dix ans après la sortie du système éducatif.

<sup>7</sup> Le taux de réponse aux trois ré-interrogations varie entre 66 % et 72 % selon les vagues, ce qui paraît satisfaisant pour une population jeune qui est particulièrement mobile et difficile à interroger dans le cadre d'enquêtes statistiques. Par ailleurs, les distorsions dans la composition de l'échantillon final liées à l'attrition sont corrigées, puisque la pondération restitue la structure initiale de l'échantillon si celle-ci a été modifiée entre la première interrogation et les suivantes (Couppié *et al.* [2007]).

entreprises ou encore des individus, sont donc renseignées au moment de la troisième interrogation, soit en 2005 (fin de l'année), alors que la mobilité des salariés est, elle, observée entre janvier 2006 et décembre 2008, soit lors de la quatrième interrogation.

### L'échantillon final retenu

À partir de cette base de données, l'échantillon retenu se compose des individus en emploi (hors secteurs agricole et public) et plus particulièrement en CDI, puisque nous nous intéressons aux mobilités externes en CDI et à leur nature volontaire ou subie. Ce choix sur les seuls emplois en CDI, excluant de ce fait les emplois en CDD, n'est pas dénué de sens même pour une population jeune. En effet, pour des jeunes sortis du système éducatif sept ans plus tôt, le CDI constitue la forme d'emploi majoritaire (88,8 %, cf. tableau A.1 en annexe) car le taux d'emploi à durée déterminée (CDD, intérim et contrats aidés) diminue avec l'insertion sur le marché du travail<sup>8</sup>. Le sous-échantillon qui est ensuite étudié (seconde équation du probit bivarié, cf. *infra*) correspond aux individus en CDI qui ont connu une mobilité entre 2006 et 2008. Ils représentent 21 % de l'échantillon initial (individus en CDI). Finalement, 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<sup>9</sup>.

Concernant les statistiques descriptives (tableaux A.1 et A.2 en annexe), si l'échantillon des individus en CDI ne se distingue que peu de l'ensemble des individus en emploi quel que soit le type de contrat de travail (cf. tableau A.1 en annexe, 2<sup>ème</sup> et 3<sup>ème</sup> colonnes), celui des individus en CDI ayant connu une mobilité entre 2006 et 2008 présente plus de particularités. Ces derniers sont par exemple plus souvent employés dans des petites entreprises, mais légèrement moins dans le secteur de l'industrie ; et sont plus souvent des hommes vivant seuls et sans enfant. Ils semblent également avoir une ancienneté dans l'entreprise plus longue, mêmes s'ils sont plus nombreux à avoir connu plus d'un CDI avant celui-ci, et ont moins souvent accès à une formation dans l'entreprise. Ils sont, de manière générale, plus nombreux à toucher un salaire inférieur à 1 200 euros, ce qui peut s'expliquer par un niveau de formation plus faible. Toutefois, la part des individus en CDI et ayant une mobilité percevant plus de 2 000 euros est elle aussi légèrement supérieure à l'ensemble des individus en CDI. Une telle surreprésentation des catégories extrêmes se retrouve également pour la catégorie socioprofessionnelle (ouvriers et cadres) et le niveau de qualification (inférieur à un CAP-BEP et troisième cycle). La spécificité de ce sous-échantillon des individus en CDI ayant une mobilité par rapport à l'échantillon de l'ensemble des individus en CDI, devra donc être prise en compte dans les estimations économétriques.

### Les aspirations professionnelles comme « proxy » de la satisfaction individuelle

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]). Toutefois, à l'instar de Freeman et Rogers [2006], nous estimons que les

---

<sup>8</sup> Cf. Recotillet I., Rouaud P., Ryk F. [2011], « Regards sur les dix premières années de vie active d'une génération », Céreq, *Notes Emploi Formation*, n 45, avril. Selon les auteurs, le taux d'emploi à durée déterminée (CDD, intérim et contrats aidés) de la Génération 1998 passe ainsi de 33,5 % au terme de la troisième année sur le marché du travail à 14,5 % au terme de la septième année et 10,4 % au terme de la dixième année (cf. p. 15).

<sup>9</sup> En réalité, 90 % des individus n'ont connu qu'une rupture d'emploi sur cette période.

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 les attentes futures de l'individu.

La 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>10</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 1 ci-dessous. 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 des salariés ; et la dimension de « confort » au travail qui regroupe les conditions de travail, notamment le stress, les horaires contraignants, la pénibilité physique, etc.<sup>11</sup> (Paugam [2007] ; 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.

Tableau 1. *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			

## Les caractéristiques des emplois et de la trajectoire professionnelle passée

L'étude de l'influence des caractéristiques des emplois occupés par les salariés sur la nature de leur mobilité s'appuie sur une approche en termes de qualité des emplois. Ce type d'approche considère qu'il n'existe pas une caractéristique de l'emploi – comme le salaire –, permettant de capter toutes les dimensions de la qualité des emplois, mais qu'un emploi de qualité relève d'un ensemble de dimensions connexes (salaire, contrat de travail, nature du

<sup>10</sup> La modalité initiale dans le questionnaire de l'enquête est « trouver ou conserver un emploi stable ». Toutefois, étant donné que notre échantillon se constitue uniquement des individus en CDI, le choix a été fait ici de réduire l'intitulé de la modalité à « conserver un emploi stable » pour faciliter la lecture des résultats.

<sup>11</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 ».

temps de travail, accès à la formation, durée de l'emploi, etc.). Nous choisissons ici d'appréhender la qualité des emplois de façon désagrégée<sup>12</sup>, même si des liens seront faits entre certaines de ses dimensions lors de l'interprétation des résultats (et notamment lors du calcul des effets marginaux moyens, *cf. infra*). Ainsi, les variables retenues sont le salaire déclaré par l'individu<sup>13</sup>, le type de temps de travail (partiel ou plein), l'accès ou non à une formation dans l'entreprise, toutes renseignées en 2005. La trajectoire professionnelle antérieure est également appréhendée à travers le nombre de CDI connu avant celui-ci. Deux autres variables informent de la situation professionnelle du salarié jusqu'en 2003 : la recherche d'emploi en 2003 que l'individu soit en emploi ou non, et le nombre de mois de chômage connu entre la sortie du système éducatif en 1998 et l'interrogation en 2003. Ces deux variables seront utilisées comme variables d'exclusion dans les régressions du probit bivarié avec sélection (*cf. infra*). Enfin, la catégorie socioprofessionnelle (PCS) de l'individu attachée à l'emploi occupé en 2005 est également utilisée. Le niveau de qualification constitue en effet une des principales variables qui permettra d'apprécier la différence de capacités des individus à une mobilité volontaire.

Finalement, il aurait été intéressant d'ajouter à ces dimensions de qualité de l'emploi, la description des conditions de travail du salarié, afin d'obtenir un indicateur global de qualité de l'emploi et du travail. Toutefois, cet aspect ne peut être appréhendé ici en raison de l'absence de telles questions dans la base de données<sup>14</sup>.

## Les variables de « contrôle » : caractéristiques individuelles, d'entreprise, et de la vie familiale

Enfin, les études sur la mobilité montrent bien que les caractéristiques des individus, y compris leur situation familiale, ainsi que les caractéristiques des entreprises, influencent fortement les conditions et le niveau d'intensité de la mobilité. C'est pourquoi nous contrôlons de l'âge des salariés (même si la population étudiée ne concerne déjà qu'une tranche d'âge spécifique) et du sexe dans les estimations économétriques présentées ensuite. Les modes de cohabitation et la situation familiale, les arbitrages au sein des couples (le conjoint est-il ou non en emploi ?) et les conséquences de la présence d'enfants sur les mobilités sont également pris en compte. Par ailleurs, le niveau de diplôme est indiqué dans les statistiques descriptives des échantillons étudiés, mais non introduit dans les régressions en raison d'une trop forte

---

<sup>12</sup> D'autres approches privilégient l'usage d'indicateurs synthétiques qui permettent d'analyser de façon cumulée toutes les caractéristiques de l'emploi. Ce type d'approche multidimensionnelle fait l'objet d'un consensus grandissant dans la littérature académique (*cf. Green et al. [2013] ; Muñoz de Bustillo et al. [2011]*). Plusieurs indicateurs synthétiques ont été réalisés et testés pour cet article (méthodes de score ou d'analyse factorielle). Néanmoins nous ne les avons pas retenus. La plus-value de ce type d'indicateur repose en effet essentiellement sur sa capacité à synthétiser un grand nombre d'information sans engendrer trop de biais. Or, hormis les trois variables que nous utilisons dans notre modèle (salaire, temps de travail et accès à la formation), aucune autre ne permet de décrire la qualité des emplois. C'est pourquoi nous avons finalement adopté une seule approche désagrégée de la qualité des emplois, puisqu'une approche agrégée n'apporte pas plus d'information.

<sup>13</sup> Ce salaire n'est pas rapporté à un équivalent temps plein. Toutefois, la variable de temps de travail est introduite dans les régressions pour contrôler de cet aspect.

<sup>14</sup> En réalité, il existe peu de bases de données rassemblant à la fois des informations décrivant les conditions d'emploi du salarié, ses conditions de travail, ainsi que sa trajectoire professionnelle (y compris le type de rupture d'emploi).

corrélation avec le niveau de PCS et de notre intérêt premier pour une approche centrée sur l'emploi et non sur l'individu<sup>15</sup>. Enfin, pour prendre en compte le type d'entreprise dans lequel le salarié est employé au moment de la mobilité, nous introduisons la taille d'effectifs et le secteur d'activité au niveau de la NES16, ce qui permet de renseigner également des spécificités économiques et de gestion de la main-d'œuvre de chaque secteur.

## STRATEGIE ECONOMETRIQUE

Il s'agit d'analyser économétriquement les déterminants de la mobilité volontaire plutôt que subie des jeunes salariés en CDI. Pour étudier le type de mobilité en CDI, il faut que ces individus connaissent une rupture de la relation d'emploi. Cette situation concerne 21 % des individus en CDI présents dans la base de données. Or ces individus possèdent des caractéristiques propres qui les différencient des autres individus qui, eux, sont restés en emploi (cf. *supra* et tableau A.1 en annexe). Par conséquent, estimer la probabilité de connaître une mobilité volontaire plutôt que subie à partir d'un modèle logistique simple risque de produire des résultats biaisés si l'on ne tient pas compte du fait que nos observations concernent un sous-échantillon spécifique (biais de sélection). C'est pour cette raison que nous utilisons un modèle probit bivarié avec sélection (Van de Ven et Van Praag [1981]). Cette méthode économétrique permet d'analyser les déterminants de la nature de la mobilité en CDI, tout en tenant compte de la sélection sur la mobilité. Elle contrôle du fait que des salariés pour lesquels nous étudions la nature de la mobilité présentent des caractéristiques particulières qui déterminent en même temps le fait qu'ils soient mobiles.

### Probit bivarié avec sélection

Suivant l'approche de Van de Ven et Van Praag [1981] et pour obtenir de meilleures propriétés de convergence, l'estimation directe par maximum de vraisemblance du modèle bivarié est réalisée<sup>16</sup>. L'équation (1) décrit la relation entre la variable latente  $Y_i^*$  qui représente la propension individuelle d'avoir une mobilité volontaire (démission) et un ensemble de variables explicatives rassemblées dans le vecteur  $X_i$  :

$$Y_i^* = \alpha X_i + u_{1i} \quad (1)$$

De cette équation latente non observable, on peut écrire l'équation probit (2) dans laquelle la variable dépendante binaire  $Y_i$  est observée :

$$Y_i = (Y_i^* > 0) \quad (2)$$

Mais  $Y_i$  n'est pas observée pour tous les individus de notre échantillon : avoir une mobilité volontaire suppose en effet d'avoir connu une mobilité (rupture du CDI), alors que d'autres individus restent en emploi. L'équation de sélection (3) peut alors s'écrire :

$$Z_i = (\beta V_i + u_{2i}) > 0 \quad (3)$$

$$\text{avec } u_1 \sim N(0,1)$$

$$u_2 \sim N(0,1)$$

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

<sup>15</sup> En outre, la population étudiée ayant entre sept et dix ans d'expérience, le rôle du diplôme devient moins important que les expériences professionnelles antérieures.

<sup>16</sup> À l'aide de la procédure Heckprobit du logiciel Stata.

Si  $\rho$  est différent de zéro, l'estimation de l'équation (1) par un probit simple produirait des résultats biaisés<sup>17</sup>. Pour que le modèle soit bien identifié, il faut que  $V_i$  dans l'équation de sélection (3) contienne au moins une variable qui ne soit pas dans  $X_i$  dans l'équation probit (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 mobilité (rupture du CDI) ( $Z_i$ ) et qui ne soit pas corrélée avec le terme d'erreur de l'équation modélisant le type de rupture ( $Y_i$ ). En pratique, nous utilisons dans notre modèle deux variables « d'exclusion » présentes seulement dans l'équation de sélection (3) et satisfaisant l'hypothèse de significativité de  $\rho$  (différent de zéro) : la recherche d'emploi en 2003 et la durée de chômage connue entre la sortie du système éducatif en 1998 et l'interrogation de 2003. Pour la première variable, les individus répondant positivement à la recherche d'un emploi en 2003 sont soit en emploi (à durée indéterminée ou déterminée) et déclarent rechercher un emploi, soit au chômage et à la recherche d'un emploi ; tandis que les individus y répondant négativement sont soit inactifs, soit en emploi déclarant ne pas rechercher un autre emploi. Cette variable identifie les individus en emploi, en CDI ou en CDD, et au chômage en 2003, et prend donc en compte un ensemble plus large de situations professionnelles et non discriminant par rapport à la nature de la mobilité étudiée ici sur les seuls CDI. La seconde variable, quant à elle, recense le nombre de mois de chômage entre l'insertion de l'individu et l'interrogation de 2003. Ces périodes de chômage sont diverses et ont pu intervenir au cours de toute la période observée : au moment de l'insertion comme plus tard. Le choix de ces variables d'exclusion n'est pas dénué de sens économiquement. Elles indiquent des caractéristiques de la trajectoire passée de l'individu jusqu'à une date assez éloignée de notre période d'étude (2003 vs 2005-2008) ; et peuvent être considérées comme le signe d'une plus ou moins forte propension à la mobilité chez un individu, sans qu'elles puissent avoir d'influence sur la nature de la mobilité observée au moins deux ans plus tard, et une fois cette propension à la mobilité contrôlée. Des travaux (Ellwood [1982] ; Heckman et Borjas [1981]) ont en effet suggéré l'existence d'effets « cicatrices » ou de « stigmatisation » de la trajectoire professionnelle antérieure des salariés, et plus particulièrement du chômage, sur leur situation actuelle sur le marché du travail. Des salariés ayant connu des épisodes de chômage plus fréquents et une forte mobilité auront ainsi plus de difficultés sur le marché du travail. Cela peut les conduire à être davantage en situation de déclassement et/ou à accepter un emploi de mauvaise qualité (Lainé [2010] ; Lizé et Prokovas [2014]), d'où des mobilités externes plus importantes par la suite. En revanche, le lien entre les épisodes ou la durée de chômage passée et la nature de la mobilité est théoriquement plus complexe. Un mauvais appariement (déclassement ou emploi de mauvaise qualité) peut conduire le salarié à la fois à partir volontairement de son entreprise, mais aussi à réduire sa motivation et sa productivité, ce qui peut inciter l'employeur à vouloir s'en séparer. Cela ne préjuge donc en rien de la nature de la mobilité.

En conclusion, précisons que pour une meilleure robustesse des écarts-types des coefficients estimés, la méthode dite Huber/White<sup>18</sup> ou estimateur de la variance « sandwich »

---

<sup>17</sup> C'est bien ce qui ressort des estimations réalisées plus loin : le coefficient de corrélation  $\rho$  des deux équations se révèle significatif (cf. tableau 2).

<sup>18</sup> En réalité, sa démonstration a été réalisée indépendamment l'un de l'autre : cf. Huber [1967] et White [1980].

est utilisée, ce qui permet de relâcher l'hypothèse d'homoscédasticité des variances des erreurs dans le calcul de la matrice de variance-covariance et donc des écarts-types.

### Effets marginaux moyens

Pour pouvoir interpréter plus finement les résultats du probit bivarié avec sélection, nous calculons les effets marginaux moyens des différentes variables explicatives sur la probabilité de connaître une mobilité volontaire plutôt que subie (équation probit). Plus précisément, l'effet marginal d'une variable sur la probabilité d'avoir une mobilité volontaire est la mesure d'un changement de ce seul facteur, quand les autres facteurs sont supposés constants. Pour des variables discrètes, plusieurs méthodes sont utilisées afin de les calculer : les effets marginaux calculés au point moyen<sup>19</sup> (« marginal effects at the means ») et les effets marginaux moyens (ou moyenne des effets marginaux, « average marginal effects »<sup>20</sup>). Le second est souvent préféré au premier en raison de sa plus grande pertinence, notamment dans le cas de variables explicatives discrètes (Wooldridge [2012]). Ce sont donc ces effets marginaux moyens que nous présentons ici. Ils permettent d'indiquer l'écart en points de pourcentage de la probabilité prédite d'une caractéristique par rapport à la référence choisie (être à temps partiel par rapport à être à temps plein), les autres variables du modèle étant maintenues constantes<sup>21</sup>.

Enfin, le calcul d'effets marginaux moyens d'une variable en fonction des modalités d'une autre variable permet d'étudier les différences d'effets d'une caractéristique selon les valeurs d'une autre caractéristique<sup>22</sup>. Par exemple, l'effet marginal moyen du salaire sur la probabilité d'avoir une mobilité volontaire peut varier selon le niveau de PCS du salarié. Cela nous permet d'étudier les interactions entre les effets de plusieurs variables, et notamment entre différentes caractéristiques d'emploi. Cette méthode est privilégiée, plutôt que celle qui consisterait à introduire des variables croisées directement dans le modèle d'estimation puisque l'interprétation de ces dernières est complexe lorsque les deux variables sont catégorielles.

## RESULTATS

### La probabilité de mobilité chez les jeunes salariés en CDI

L'équation de sélection du modèle estimé sur l'ensemble des salariés en CDI informe des liens entre les différentes variables explicatives et la probabilité d'avoir une mobilité (3<sup>ème</sup> colonne du tableau 2). Du point de vue des caractéristiques individuelles, on observe tout d'abord que le fait de vivre seul plutôt qu'en couple avec son conjoint lui-même en emploi, augmente la probabilité de connaître une mobilité, à autres caractéristiques données. Amossé [2003] a déjà évoqué une plus forte mobilité des célibataires par rapport aux parents et personnes en couple, mais ce constat statistique cache surtout un effet d'âge (les personnes seules sont plus souvent des jeunes par ailleurs plus mobiles). Notre champ étant constitué justement de cette population jeune, ce résultat est ici plus compliqué à interpréter au regard de la littérature existante sur le sujet. Toutefois, on peut supposer que de manière générale vivre seul impliquerait moins de contraintes en vue d'une mobilité professionnelle. En revanche, les autres caractéristiques individuelles, telles que le sexe, l'âge et la présence d'enfants, n'ont pas

<sup>19</sup> Les autres variables du modèle sont fixées au niveau de leur moyenne.

<sup>20</sup> Cf. Williams R. [2012], « Using the margins command to estimate and interpret adjusted predictions and marginal effects », *The Stata Journal*, 12 (2), pp. 308-331.

<sup>21</sup> La commande 'margins, dydx(\*)' du logiciel STATA a été utilisée à cet effet.

<sup>22</sup> Dans STATA, l'option 'at()' est indiquée pour cela après la commande 'margins, dydx(\*)'.

de liens significatifs avec la mobilité en CDI. Le résultat selon lequel les femmes ont une mobilité professionnelle plus faible, mis en évidence dans d'autres travaux (Amossé [2003] ; Filatriau *et al.* [2011] ; Lemoine et Wasmer [2010] ; Larquier et Rémillon [2008]), n'apparaît donc pas ici. Cette variable aurait vraisemblablement davantage un lien avec la nature de la mobilité (*cf. infra*). Concernant la présence d'enfants, le lien avec la mobilité professionnelle semble en réalité différencié selon le sexe, puisque le nombre d'enfants est corrélé négativement avec la mobilité des femmes mais positivement avec celle des hommes<sup>23</sup> (Duhautois et Rémillon [2010]).

De leur côté, les caractéristiques des entreprises semblent très liées à la probabilité de mobilité des salariés en CDI. Celle-ci est plus forte dans les entreprises de moins de 200 salariés par rapport à une plus grande entreprise, résultat qui est cohérent avec d'autres études (Filatriau *et al.* [2011] ; Amossé [2003]). Les grandes entreprises possèdent en effet plus de moyens pour organiser la mobilité de leurs salariés en interne (Dupray [1995]) et/ou ont plus d'outils de flexibilité interne. Enfin, par rapport au secteur des services aux entreprises, ce sont les secteurs industriels (sauf l'industrie des biens de consommation), le commerce, les transports, les activités financières, ainsi que l'éducation, santé, action sociale et l'administration qui présentent une probabilité de mobilité plus faible. Autrement dit, on retrouve certains secteurs du tertiaire, celui en référence du modèle, mais aussi celui des services aux particuliers et des activités immobilières dans la mesure où ils ne se distinguent pas significativement du premier, réputés pour avoir un taux de sortie en CDI plus élevé que les autres (Bourieau *et al.* [2014]). Ainsi, alors qu'une seule caractéristique individuelle apparaît comme une contrainte à la mobilité (vivre en couple), le rôle des caractéristiques des entreprises se révèle essentiel dans l'organisation de la mobilité des salariés, reflétant par là des modes d'organisation de la production et de gestion de la main-d'œuvre spécifiques. L'étude de l'influence des caractéristiques attachées à l'emploi peut permettre de préciser ces spécificités.

On remarque d'abord qu'une trajectoire professionnelle antérieure marquée par une forte mobilité augmente la probabilité d'avoir une mobilité en CDI entre 2006 et 2008. En effet, pour un jeune ayant sept ans d'ancienneté sur le marché du travail, avoir eu au moins trois CDI, connu des périodes de chômage, ou avoir recherché un emploi en 2003, contribue significativement à sa mobilité<sup>24</sup>, toutes choses observées égales par ailleurs. Certains individus auraient ainsi une certaine propension à la mobilité, laquelle serait liée au moins en partie à des caractéristiques inobservables. Concernant ensuite la qualité des emplois, il apparaît qu'un salaire compris entre 1 600 et 2 000 euros diminue la probabilité de mobilité par rapport à un salaire plus élevé (supérieur à 2 000 euros). On ne retrouve que peu ici le résultat d'autres études selon lequel plus les salaires sont élevés et moins les salariés sont mobiles (*cf. Duhautois et al.* [2012], et *supra*). Cette différence peut s'expliquer par la spécificité de notre population qui est en début de carrière et dont les salaires ne sont pas encore autant dispersés que celle dont l'ancienneté est plus importante. Les jeunes en CDI interrogés en 2005 gagnent en effet dans

---

<sup>23</sup> L'estimation séparée d'un modèle pour les hommes et d'un autre pour les femmes aurait peut-être fait apparaître un résultat plus conforme avec cette littérature.

<sup>24</sup> Même si cela ne préjuge en rien de la pertinence des variables d'exclusion choisies, ces résultats confirment néanmoins le fait que ces variables ont bien une influence (positive) sur la probabilité pour un salarié en CDI d'être mobile.

80 % des cas moins de 2 000 euros net par mois (alors que cela concerne 70 % de l'ensemble de la population salariée). Par ailleurs, le fait d'être à temps partiel n'apparaît pas non plus significatif sur la probabilité de mobilité, mais il le sera en revanche sur la probabilité d'avoir une mobilité volontaire (*cf. infra*). Au contraire, ne pas avoir suivi de formation dans l'emploi occupé en 2005, influence positivement la mobilité des salariés. Ce résultat va dans le sens de travaux qui montrent que des politiques d'entreprises en faveur de la formation sont associées à une plus grande stabilité d'emploi de leurs salariés, reflétant une volonté de fidélisation de la main-d'œuvre (*cf. Parent [1999] ; Zweimüller et Winter-Ebmer [2003]*). Enfin, le niveau de qualification professionnelle n'a pas d'influence sur la probabilité d'avoir une mobilité de manière générale. Si Amossé [2003] met en évidence statistiquement un taux de mobilité externe (quelle que soit sa nature) plus faible pour les cadres, que ce soit en début ou en fin de carrière, ce résultat ne ressort pas dans nos estimations une fois contrôlées d'autres caractéristiques individuelles et de l'emploi (comme d'ailleurs Filatriau *et al.* [2011]).

Au-delà de ces contraintes qui s'imposent plus ou moins fortement à l'individu, les aspirations professionnelles qu'il peut émettre peuvent bien sûr influencer sa mobilité. Même si notre hypothèse est qu'elles sont davantage des déterminants de la nature, notamment volontaire, de la mobilité, il reste intéressant d'analyser leurs effets sur la mobilité de manière générale. Ainsi, 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. C'est donc la dimension intrinsèque du travail et celle de reconnaissance au travail qui semblent influencer le plus la probabilité de mobilité en CDI.

## Les caractéristiques influençant la mobilité volontaire des jeunes salariés en CDI

Repasant des intuitions présentées dans l'introduction, nous considérons la mobilité volontaire des salariés comme un choix individuel qui peut être identifié à travers leurs aspirations professionnelles, mais est contraint par le contexte dans lequel il se fait (types d'entreprises, types d'emplois, capacités effectives à une « bonne » mobilité). Ce sont donc les individus qui « aspirent » à de meilleures perspectives professionnelles qui devraient avoir une probabilité plus forte de connaître une mobilité volontaire. Mais la volonté et donc décision de quitter volontairement son emploi peut dépendre également des caractéristiques de son emploi actuel. Plus ces caractéristiques sont défavorables (bas salaire, temps partiel, pas de formation), plus grande devrait être la probabilité de mobilité volontaire dans une perspective de qualité de l'emploi. Concernant la variable de trajectoire antérieure en CDI, le sens de la relation avec la nature de la mobilité est plus complexe, de sorte que l'on ne peut pas s'attendre *a priori* à un effet particulier. Enfin, on considère que tous les individus n'auraient pas les mêmes capacités à réaliser des mobilités, voire des « bonnes » mobilités. Dans ce cas, ce serait les individus qui ont les « moyens » de partir qui devraient connaître plus souvent une mobilité volontaire, et plus précisément les individus les plus qualifiés.

Tableau 2. *Effets de différentes caractéristiques sur la probabilité de mobilité et sa nature (volontaire ou subie)*

	Équation Probit – Mobilité volontaire (démission) vs mobilité subie (licenciement)	Équation Probit - Effets marginaux moyens	Équation de sélection - Mobilité vs pas de mobilité
<b>Constante</b>	-0.2030 (0.4719)		-0.5984*** (0.1107)
<b>Catégorie socioprofessionnelle en 2005</b>			
Cadres et professions intellectuelles supérieures	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>
Professions intermédiaires	-0.1977 (0.1557)	-6.6	-0.0709 (0.0793)
Employés	-0.4155** (0.1936)	-13.2**	-0.1254 (0.0930)
Ouvriers	-0.3403* (0.1881)	-11.0*	-0.0827 (0.0976)
<b>Salaire en 2005</b>			
Moins de 1 000 euros	-0.2815 (0.2437)	-8.1	0.0292 (0.1205)
De 1 000 euros à 1 200 euros	-0.0341 (0.1726)	-1.1	-0.0065 (0.0944)
De 1 200 euros à 1 400 euros	-0.0171 (0.1652)	-0.5	-0.1330 (0.0873)
De 1 400 euros à 1 600 euros	0.0407 (0.1640)	1.3	-0.0750 (0.0874)
De 1 600 euros à 2 000 euros	0.0431 (0.1789)	1.4	-0.1737** (0.0837)
Plus de 2 000 euros	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>
<b>Temps de travail en 2005</b>			
Temps plein	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>
Temps partiel	0.5322*** (0.1900)	17.8**	0.1350 (0.0910)
<b>Formation en 2005</b>			
Accès à une formation	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>
Aucune formation	0.1149 (0.0844)	3.5	0.1274*** (0.0479)
<b>Aspirations professionnelles en 2005</b>			
Conserver un emploi stable	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>
Améliorer votre situation professionnelle :			
Gagner plus d'argent	0.3417** (0.1537)	10.9**	0.0839 (0.0783)
Être plus autonome dans votre travail ou avoir un travail plus intéressant	0.3183*** (0.1169)	10.1**	0.2725*** (0.0776)
Être plus reconnu dans votre travail	0.4076** (0.1885)	13.1*	0.2030* (0.1156)
Monter dans la hiérarchie	0.2974 (0.2038)	9.4	0.0590 (0.0943)
Autres	0.4991* (0.2634)	16.4*	0.6168*** (0.2142)
Améliorer ou avoir de meilleures conditions de travail	0.2146 (0.1820)	6.6	0.0281 (0.1067)
Ménager votre vie hors travail	0.0435 (0.0972)	1.3	0.0517 (0.0596)
<b>Âge en 2005</b>			
Moins de 30 ans	0.1122 (0.0925)	3.4	0.0680 (0.0587)
30 ans ou plus	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>
<b>Sexe</b>			
Hommes	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>
Femmes	-0.3300*** (0.1098)	-10.1**	-0.0885 (0.0579)
<b>Taille de l'entreprise en 2005</b>			
Moins de 10 salariés	0.0458 (0.1740)	1.5	0.3613*** (0.0728)
10-49 salariés	0.0601 (0.1296)	1.9	0.2146*** (0.0673)
50-199 salariés	0.1611 (0.1186)	5.3	0.1571** (0.0696)

Plus de 200 salariés Indéterminée	<i>réf.</i> -0.4548** (0.1792)	<i>réf.</i> -12.3**	<i>réf.</i> -0.4484*** (0.0917)
<b>Secteur d'activité de l'entreprise en 2005</b>			
Industries agricoles et alimentaires	0.0982 (0.2630)	3.1	-0.3422*** (0.1249)
Industrie des biens de consommation	-0.5891*** (0.1986)	-15.0**	-0.2101 (0.1366)
Industrie automobile	-0.2876 (0.2595)	-8.2	-0.3279** (0.1526)
Industries des biens d'équipement	-0.2691 (0.2013)	-7.7	-0.3892*** (0.1180)
Industries des biens intermédiaires	-0.1924 (0.1700)	-5.7	-0.2552*** (0.0988)
Énergie	-0.9466*** (0.3562)	-20.7**	-0.6020*** (0.2175)
Construction	0.0256 (0.1765)	0.8	-0.1529 (0.0999)
Commerce	0.0319 (0.1650)	1.0	-0.1829** (0.0778)
Transports	0.0441 (0.2306)	1.4	-0.2282* (0.1337)
Activités financières	-0.0319 (0.3314)	-1.0	-0.4428*** (0.1267)
Activités immobilières	0.1052 (0.3674)	3.4	0.0013 (0.2551)
Services aux entreprises	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>
Services aux particuliers	0.2072 (0.1954)	6.8	-0.0775 (0.1059)
Éducation, santé, action sociale	0.1832 (0.2792)	6.0	-0.3394*** (0.0896)
Administration	-0.0450 (0.2775)	-1.4	-0.3074** (0.1344)
Indéterminée	-0.5228 (0.4199)	-13.7	-0.2032 (0.2976)
<b>Situation familiale et de cohabitation en 2005</b>			
Vit en couple avec son conjoint en emploi	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>
Vit en couple avec son conjoint qui n'est pas en emploi	0.0468 (0.1354)	1.5	0.1006 (0.0822)
Vit seul	-0.1165 (0.1340)	-3.5	0.1115* (0.0604)
Vit chez ses parents	-0.1177 (0.1168)	-3.6	-0.0340 (0.0740)
<b>Enfant(s) en 2005</b>			
N'a pas d'enfant	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>
A un ou des enfants	0.0390 (0.0905)	1.2	0.0045 (0.0564)
<b>Nombre de CDI avant celui-ci</b>			
Aucun	-0.3706*** (0.1055)	-12.0***	-0.3571*** (0.0674)
Un autre CDI	-0.1809 (0.1149)	-6.1	-0.1671** (0.0716)
Au moins deux autres CDI	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>
<b>Recherche d'un emploi en 2003</b>			
Oui (en emploi en 2003 et déclarant rechercher un emploi ; ou au chômage recherchant un emploi)			0.1890** (0.0778)
Non (autres situations)			<i>réf.</i>
<b>Nombre de mois de chômage entre la sortie du système éducatif en 1998 et l'interrogation en 2003</b>			
			0.0062** (0.0030)
<b>Coefficient de corrélation <math>\rho</math></b>			
	0.7971* (0.2155)		
<b>Taille de l'échantillon (non pondéré)</b>	1 262		6 451
<b>Taille de l'échantillon (pondéré)</b>	87 432		424 369

Source : enquête Génération 1998 à dix ans (interrogations 2001, 2003, 2005 et 2008), Céreq. Calculs des auteurs.

*Champ* : salariés en CDI (hors secteurs agricole et public), France métropolitaine.

*Note* : probit bivarié avec équation de sélection, utilisation d'une pondération normalisée dans les régressions.

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

### *Quitter son emploi de manière volontaire pour améliorer certaines dimensions de sa satisfaction au travail plutôt que conserver son emploi stable*

Nous étudions l'effet des aspirations professionnelles déclarées par les salariés sur leur décision de mobilité volontaire, par rapport à un salarié qui donne la priorité à conserver son emploi stable<sup>25</sup> (1<sup>ère</sup> colonne du tableau 2). Cela permet d'étudier si des aspirations professionnelles qui visent à améliorer la situation initiale de l'individu, et non seulement à conserver l'une de ses principales caractéristiques d'emploi (son CDI), influe sur la nature de la mobilité avec le risque de ne pas retrouver une telle stabilité. Certains salariés pourraient en effet accepter des conditions d'emploi défavorables (hors type de contrat de travail) et/ou une insatisfaction au travail par peur de perdre leur emploi stable<sup>26</sup>. Les résultats des estimations montrent toutefois que c'est bien le souhait d'améliorer sa satisfaction au travail, et particulièrement les dimensions instrumentale (rémunération), intrinsèque (intérêt et autonomie) et de reconnaissance au travail, plutôt que conserver son emploi stable qui influence la décision de l'individu de partir volontairement de son entreprise<sup>27</sup>. Au sein de ces aspirations professionnelles, c'est la reconnaissance dans le travail qui apparaît la plus déterminante dans la mobilité volontaire : souhaiter être plus reconnu dans son travail augmente ainsi cette probabilité de 13 points de pourcentage, alors que gagner plus d'argent et être plus autonome l'augmentent respectivement de 11 et 10 points. En revanche, la volonté de « ménager sa vie hors travail », de monter dans la hiérarchie, d'améliorer ou d'avoir de meilleures conditions de travail par rapport au fait de conserver son emploi stable, ne semblent pas influencer 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. De plus, considérant une population de jeunes débutant leur vie active, la volonté de « ménager sa vie hors travail » peut elle aussi apparaître au second plan de leurs aspirations professionnelles. 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 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.

---

<sup>25</sup> Cette modalité constitue l'aspiration professionnelle exprimée majoritairement par les individus de notre échantillon (*cf.* tableau A.1 en annexe).

<sup>26</sup> S'intéressant aux sources de la dégradation des conditions de travail, Askenazy [2005] suggère l'existence d'une acceptation tacite de l'intensification du travail par peur de perdre son emploi et du chômage de masse.

<sup>27</sup> La modalité « autres » ressort également significative des deux équations du probit bivarié. Rassemblant différentes réponses (« autre », « créer son entreprise », « se former, accroître ses compétences ») et représentant moins de 2 % des aspirations professionnelles des salariés en CDI ayant connu une mobilité (*cf.* tableau A.1 en annexe), il reste difficile de l'interpréter.

Seule la dimension des conditions de travail ne ressort pas, ce qui peut s'expliquer, là encore, par la particularité de notre population en termes d'âge.

### *La qualité des emplois initiale et la position socioprofessionnelle des salariés influencent également la mobilité volontaire*

Si vouloir améliorer sa situation professionnelle incite les jeunes à quitter volontairement leur emploi, les caractéristiques de celui-ci peuvent également jouer un rôle dans cette décision. Les résultats présentés dans le tableau 2 montrent que la trajectoire professionnelle antérieure en CDI du salarié influence la décision de partir volontairement. Le fait que l'emploi occupé soit le premier CDI de la jeune carrière du salarié diminue sa probabilité d'avoir une mobilité volontaire de près de 12 points de pourcentage par rapport à un salarié qui a déjà connu au moins deux CDI avant celui-ci. Au contraire, si le salarié n'a connu qu'une autre expérience professionnelle en CDI, le lien avec la nature de la mobilité en CDI n'est pas significatif. Ce résultat reflète principalement une différence d'ancienneté dans l'emploi occupé pour les salariés selon le nombre de CDI qu'ils ont déjà obtenu (plus grande pour ceux ayant eu un seul CDI<sup>28</sup>). De plus, il ne s'explique pas en raison d'un parcours antérieur plus précaire, puisque le nombre d'emplois à durée déterminée connus jusqu'en 2005 n'est pas corrélé statistiquement avec le nombre de CDI<sup>29</sup>. Le fait de n'avoir eu qu'un CDI semble être davantage le signe d'un appariement réussi qui incite le salarié à rester dans son emploi.

Le temps de travail semble également largement influencer la nature de la mobilité en CDI. En effet, être à temps partiel augmente la probabilité de connaître une mobilité volontaire de presque 18 points de pourcentage. La durée du travail influence donc le départ de l'entreprise dans le sens attendu : c'est probablement l'opportunité d'avoir un emploi à temps plein qui incite ces individus à partir de leur entreprise<sup>30</sup>. C'est un résultat qui était déjà apparu pour la population plus large des 18-59 ans (Amossé *et al.* [2009]). En revanche, ne pas avoir eu accès à une formation dans son emploi n'a pas d'effet significatif sur la probabilité de quitter volontairement cet emploi. De même, le niveau de salaire n'a pas d'influence significative sur la nature de la mobilité, une fois contrôlées d'autres caractéristiques (et notamment la PCS). C'est donc surtout au regard de l'effet du temps de travail que l'on peut conclure que des emplois de faible qualité conduiront les individus à partir volontairement de leur emploi. Enfin, le niveau de qualification du salarié semble jouer un rôle important sur la probabilité d'avoir une mobilité volontaire plutôt que subie<sup>31</sup>. Par rapport aux cadres, les employés et les ouvriers

---

<sup>28</sup> La durée moyenne d'emploi jusqu'en 2005 est d'environ cinq ans et deux mois pour les salariés qui ont eu un CDI, de trois ans et deux mois pour ceux ayant eu deux CDI et de deux ans et un mois pour ceux ayant eu au moins trois CDI.

<sup>29</sup> Concernant le chômage, ce sont les jeunes ayant déjà connu au moins deux autres CDI qui sont les plus nombreux à avoir connu au moins un épisode de chômage. Ainsi, ce résultat ne s'explique pas par le fait que le salarié n'ayant eu qu'un seul CDI s'y accroche tant bien que mal parce qu'il aurait fait auparavant l'expérience de la précarité (CDD/intérim ou chômage). Les résultats plus précis des corrélations statistiques entre ces différentes variables sont disponibles sur demande aux auteurs.

<sup>30</sup> D'après Pak [2013], les jeunes sont plus souvent en temps partiel, et lorsqu'ils le sont, ce temps partiel est davantage subi.

<sup>31</sup> Pour rappel, le niveau de formation étant trop corrélé à la catégorie socioprofessionnelle, pour éviter des problèmes de colinéarité entre ces deux variables, le choix a été fait de ne garder que la catégorie socioprofessionnelle.

ont une probabilité plus faible de connaître une mobilité volontaire. Autrement dit, avec une probabilité plus forte de partir volontairement de leur entreprise, les cadres constituent une catégorie de salariés qui semble avoir davantage les « moyens » de partir du fait d'un « champ des possibles » plus large et plus avantageux en termes de trajectoire professionnelle<sup>32</sup>. Ce résultat va dans le sens d'une inégale capacité des individus à la mobilité.

Finalement, les résultats concernant les autres caractéristiques, individuelles y compris familiales, et des entreprises, montrent que seuls le sexe et deux secteurs d'activité ont un effet significatif sur la probabilité de mobilité volontaire plutôt que subie. Pour le premier résultat, Amossé [2003] avance une certaine préférence des femmes à privilégier une stabilité professionnelle qui va de pair avec une stabilité familiale. 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, le secteur industriel étant structurellement en difficulté économique et en restructuration depuis plus de vingt ans, il est logique de constater un lien négatif entre mobilités volontaires d'une part et industrie des biens de consommation et énergie d'autre part.

De manière générale, il ressort donc que les aspirations professionnelles des salariés, les caractéristiques de leurs emplois et de leurs trajectoires professionnelles jouent un rôle plus grand dans la décision de quitter leur emploi volontairement que les déterminants individuels, familiaux et des entreprises (taille et secteur). Toutefois, rappelons que concernant le rôle des entreprises dans la décision de mobilité, celles-ci interviennent aussi à travers les politiques qu'elles mettent en place et ainsi la qualité des emplois qu'elles proposent (travail à temps plein et politiques de fidélisation, ici à travers la formation).

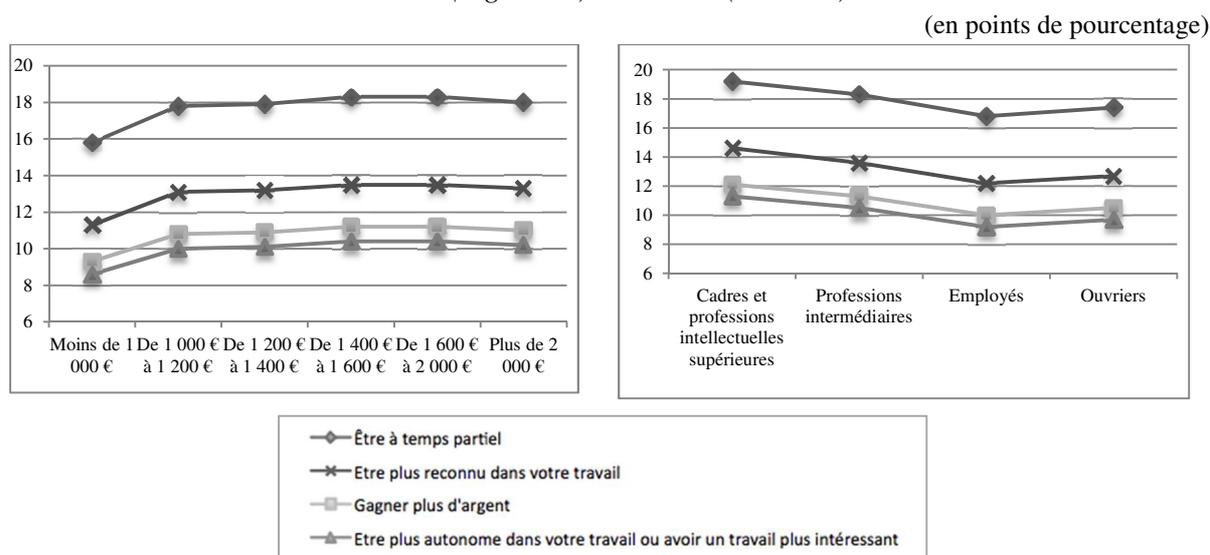
## Les interactions entre les différents déterminants de la nature volontaire de la mobilité

Au vu des résultats précédents, il semble finalement intéressant d'étudier de possibles effets de cumuls entre les différentes dimensions de la qualité des emplois, ainsi que les interactions entre les effets de ces caractéristiques et la position socioprofessionnelle de l'individu. Le graphique 1 permet d'illustrer quelques-unes des interactions significatives entre ces variables. Il montre par exemple que l'effet positif d'être à temps partiel sur la probabilité de mobilité volontaire apparaît plus faible si l'individu a également un bas salaire (inférieur à 1 000 euros) par rapport à des salaires plus élevés (15,8 points de pourcentage, au lieu de 17,8 points à niveau de salaire donné – cf. tableau 2). Ainsi, le cumul de plusieurs « mauvaises » dimensions de l'emploi, en particulier salaire et temps de travail, affaiblit l'influence positive d'une seule de ces « mauvaises » caractéristiques sur la probabilité de partir volontairement. Le même type de constat est observé quant aux aspirations professionnelles : l'effet positif du souhait d'être davantage reconnu dans son travail, de gagner plus d'argent ou encore d'être plus autonome et d'avoir un travail plus intéressant, sur la probabilité d'avoir une mobilité volontaire est amoindri si le salaire de l'individu est inférieur à 1 000 euros.

---

<sup>32</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).

Graphique 1. Effets marginaux moyens de différentes caractéristiques selon le niveau de salaire (à gauche) et la PCS (à droite)



Source : enquête Génération 1998 à dix ans (interrogations 2001, 2003, 2005 et 2008), Céreq. Calculs des auteurs.

Champ : salariés en CDI (hors secteurs agricole et public), France métropolitaine.

Lecture : être à temps partiel et gagner moins de 1 000 euros par mois augmente la probabilité de mobilité volontaire de 15,8 points de pourcentage, alors qu'être à temps partiel et gagner plus de 2 000 euros par mois l'augmente de 18 points de pourcentage.

Les effets marginaux moyens de ces mêmes caractéristiques montrent également des différences d'intensité en fonction de la catégorie socioprofessionnelle. Les cadres et professions intellectuelles supérieures qui sont à temps partiel ont par exemple une probabilité encore plus forte de partir volontairement de leur emploi (de 19,2 points de pourcentage) que les autres PCS. De la même façon, les aspirations professionnelles représentées sur le graphique ont une influence plus forte sur la probabilité de mobilité volontaire lorsqu'ils concernent des individus de niveau cadre par rapport aux autres PCS. Les ouvriers se distinguent légèrement des employés puisque les effets positifs de chacune des caractéristiques de cette PCS sur la probabilité de mobilité volontaire sont légèrement supérieurs à ceux des employés. Ce résultat peut s'expliquer par l'absence de distinction du niveau de qualification au sein de chacune de ces deux PCS<sup>35</sup>.

Trois résultats principaux ressortent de notre analyse empirique. Tout d'abord, même face à une situation de stabilité de l'emploi, les salariés exprimant des aspirations professionnelles en termes de rémunération, d'autonomie ou de reconnaissance au travail, ont une probabilité plus forte de partir volontairement de leur emploi. Ensuite, ce sont ceux se trouvant dans un emploi de qualité faible, au regard principalement du temps de travail, qui vont plus souvent quitter leur emploi de manière volontaire plutôt que subie. Toutefois, le cumul de cette caractéristique « défavorable » avec un bas salaire atténue son effet positif initial sur la mobilité volontaire. Enfin, la position socioprofessionnelle du salarié dans l'entreprise constitue un autre élément déterminant de la nature de la mobilité. Les plus qualifiés (cadres) ont en effet une

<sup>35</sup> Une distinction employés et ouvriers qualifiés vs employés et ouvriers non qualifiés aurait peut-être donné un résultat différent.

probabilité plus forte de mobilité volontaire plutôt que subie, suggérant de plus grandes capacités dans l'organisation de leur trajectoire professionnelle. D'ailleurs, cette position socioprofessionnelle favorable renforce l'effet positif du temps partiel et de la volonté d'améliorer sa situation sur la probabilité de partir volontairement de son emploi. Ainsi, tous ces éléments suggèrent l'idée que ces salariés partent en vue d'améliorer leur situation d'emploi, au risque de ne pas retrouver directement un emploi à durée indéterminée. Une trajectoire « ascendante » est à attendre, notamment en termes de temps de travail (temps partiel vers temps plein) et de qualification. C'est ce que nous proposons d'étudier dans la section suivante essentiellement descriptive.

## QUELLE TRAJECTOIRE PROFESSIONNELLE SELON LA NATURE DE LA MOBILITE ?

Qu'advient-il des jeunes interrogés après leur rupture ? Ceux qui sont partis volontairement pour lesquels nous avons constaté un lien entre la qualité de leurs emplois et leurs aspirations professionnelles et cette mobilité ont-ils vu leur situation s'améliorer ? Afin de répondre à ces deux questions, nous nous sommes intéressés à la situation en 2008 des jeunes qui ont connu une mobilité. Préalablement, précisons que pour près de 80 % des jeunes mobiles entre 2006 et 2008, la situation observée en 2008 correspond à la situation après la mobilité étudiée<sup>36</sup>.

Le tableau 3 montre tout d'abord que dans environ huit cas sur dix les jeunes mobiles ont un emploi au moment de la quatrième interrogation, alors que 12 % sont au chômage et 5 % sont inactifs. Parmi eux, ce sont les individus ayant connu une mobilité volontaire entre 2006 et 2008 qui sont le plus souvent en emploi en 2008 (90 %). Quand la mobilité a été subie, la reprise d'une activité professionnelle semble plus difficile : 30 % d'entre eux sont au chômage en 2008 et 7 % sont inactifs. Une mobilité subie débouche ainsi plus souvent sur une situation de chômage (*cf.* Amossé *et al.* [2012]). La durée de chômage observée après la rupture du CDI et jusqu'en 2008 confirme bien ce résultat : 26 % des individus ayant subi une mobilité ont connu une période allant de deux à six mois de chômage et 40 % plus de six mois, alors que cela ne concerne respectivement que 8 et 7 % des individus ayant quitté volontairement leur emploi (tableau 4).

Tableau 3. *Situation en 2008 des jeunes qui ont eu une mobilité*

En %

	Mobilité en CDI	Nature de la mobilité :		Ensemble
		Subie (licenciement)	Volontaire (démission)	
<b>Situation en 2008 (4<sup>ème</sup> interrogation)</b>				
Emploi	83	63	90	97
Chômage	12	30	6	2
Inactivité	5	7	4	1

*Source* : enquête Génération 1998 à dix ans (interrogations 2001, 2003, 2005 et 2008), Céreq. Calculs des auteurs.

*Champ* : salariés en CDI (hors secteurs agricole et public), France métropolitaine.

<sup>36</sup> Plus précisément, 11 % des individus n'ont jamais eu de reprise d'emploi après leur rupture de CDI (ils sont restés au chômage ou en inactivité), 68 % ont eu un seul emploi entre la rupture et l'interrogation de 2008, et 21 % ont eu au moins deux autres emplois entre la rupture et l'interrogation en 2008.

La nature volontaire de la mobilité peut être associée à une trajectoire professionnelle « ascendante », dans la mesure où l'individu améliorerait effectivement ses conditions d'emploi, à travers une ou plusieurs dimensions, comme l'ont déjà bien montré d'autres études (Amossé *et al.* [2012] ; Bruyère et Lizé [2010]). Dans les faits, la trajectoire professionnelle des jeunes salariés « mobiles volontaires » étudiés ici semble associée à une amélioration ou à une stabilité de leur situation d'emploi. Ils sont d'abord plus souvent dans des emplois à durée indéterminée (CDI ou fonctionnaires) en 2008 (76 % vs 62 %). Ils sont également plus nombreux à avoir connu une trajectoire de promotion ou de stabilité en termes de catégories socioprofessionnelles. Au contraire, le risque de déclassement professionnel est plus grand si la mobilité est subie (18 % vs 12 %). En revanche, concernant le temps de travail et le salaire, si la mobilité quelle que soit sa nature semble permettre une évolution favorable (passer à temps plein ou avoir une promotion salariale), on n'observe pas de distinction entre mobilité subie et volontaire. Toutefois, une situation inchangée au regard de ces deux caractéristiques est plus présente chez « les mobiles volontaires », le risque de déclassement salarial ou de passage à un temps partiel étant là encore plus grand si la mobilité est subie par le salarié.

Enfin, le cumul de deux ou trois évolutions favorables parmi les quatre dimensions de la qualité de l'emploi étudiées ici (contrat de travail, salaire, PCS et temps de travail) s'observe plus souvent chez les individus ayant connu une mobilité volontaire plutôt que subie (53 % vs 46 %<sup>37</sup>).

Tableau 4. *Trajectoire professionnelle entre 2005 et 2008*

En %

Evolution entre 2005 (3 <sup>ème</sup> interrogation) et 2008 (4 <sup>ème</sup> interrogation)	Pas de mobilité	Mobilité en CDI	Nature de la mobilité :		Ensemble
			Subie (licenciement)	Volontaire (démission)	
<b>Nombre de mois de chômage entre la mobilité et 2008</b>					
Pas de mobilité					79
Reprise d'emploi immédiate ou avec moins d'un mois de chômage		71	34	85	15
Entre deux et six mois de chômage		13	26	8	3
Plus de six mois de chômage		16	40	7	3
<b>Type de contrat de travail occupé</b>					
Emploi à durée indéterminée (CDI et fonctionnaires)	100	74	62	76	95
Emploi à durée déterminée (CDD, intérim, alternance, contrats aidés, autres contrats)		15	26	13	3
Indépendants		11	12	11	2
<b>Évolution de la PCS</b>					
Promotion		16	14	17	3
Stabilité	100 *	63	60	64	93
Déclassement		13	18	12	2
Vers agriculteurs et indépendants		8	9	7	1
<b>Temps de travail (hors indépendants)</b>					
Temps partiel vers temps plein	3	8	8	8	4
Stabilité	90	88	83	89	90
Temps plein vers temps partiel	7	4	9	3	6
<b>Salaire</b>					
Promotion	48	52	53	52	49

<sup>37</sup> Résultats plus précis non reproduits ici, mais disponibles sur demande aux auteurs.

Stabilité	46	35	30	37	44
Diminution	6	12	17	11	8

*Source* : enquête Génération 1998 à dix ans (interrogations 2001, 2003, 2005 et 2008), Céreq. Calculs des auteurs.  
*Champ* : salariés en CDI (hors secteurs agricole et public), hors individus au chômage ou en inactivité en 2008, France métropolitaine.

*Note* : une « promotion » salariale correspond au passage dans une tranche de salaire supérieure à la précédente, par exemple de « moins de 1 000 euros » à « de 1 000 euros à 1 200 euros », etc. ; de même, une « promotion » en termes de PCS signifie que l'individu est passé de la catégorie ouvriers à employés, ou employés à professions intermédiaires, etc.

\* Deux raisons peuvent expliquer l'absence de mobilité interne à l'entreprise entre la 7<sup>ème</sup> et 10<sup>ème</sup> année d'activité. Premièrement, la nomenclature des qualifications utilisée est agrégée en seulement quatre postes ce qui ne permet pas de capter l'ensemble des mobilités internes. Deuxièmement, le questionnaire lui-même ne permet pas de bien mesurer ces mobilités dans la mesure où les questions qui permettent de construire la PCS ne sont posées que si l'individu a déclaré avoir changé de profession.

Finalement, si les jeunes débutant leur carrière professionnelle (sept à dix années de vie active) connaissent plus souvent des mobilités volontaires en CDI que leurs aînés, alors même que leur stabilisation en emploi est de plus en plus long, c'est d'abord dans une perspective d'amélioration de leur situation professionnelle et donc d'un meilleur appariement entre l'emploi souhaité et celui proposé par l'entreprise. Mais ces mobilités volontaires favorables ne sont pas données à tout le monde, comme l'a montré notre analyse empirique, le niveau de qualification professionnelle et l'absence de cumul de « mauvaises » caractéristiques de l'emploi jouant un rôle important dans ce type de mobilité.

## CONCLUSION

L'analyse de la nature volontaire des mobilités professionnelles en CDI menée sur un échantillon de jeunes débutant leur carrière professionnelle 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 autonomie ou encore la reconnaissance de leur travail. Certaines caractéristiques de leur emploi, en particulier le temps de travail, jouent également un rôle important dans cette décision. Mais ces choix individuels se révèlent dépendants de la capacité réelle des individus à connaître une trajectoire professionnelle favorable sur le marché du travail. En ce sens, notre analyse a montré que ce sont les individus déjà favorablement positionnés sur le marché du travail en termes de qualification socioprofessionnelle qui sont susceptibles de réaliser plus souvent des mobilités volontaires.

Ces résultats 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. Or, ces déterminants sont autant individuels que liés aux modes de gestion des entreprises. Ce travail amène donc à des prolongements pour prendre en compte à côté des strictes conditions d'emploi, les conditions de travail ressentis par les salariés et l'organisation du travail mise en place par les entreprises. Cela reste dépendant toutefois de la disponibilité de bases de données empiriques rassemblant l'ensemble de ces éléments.

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ALONZO P. et CHARDON O. [2006], « Quelle carrière professionnelle pour les salariés non qualifiés ? », *Données sociales – La société française*, Insee, p. 265-272.
- AMOSSE T. [2002], « Vingt-cinq ans de transformation des mobilités sur le marché du travail », *Données sociales*, Insee, p. 235-242.
- AMOSSE T. [2003], « Interne ou externe, deux visages de la mobilité professionnelle », *Insee Première*, n° 921, Insee, septembre.
- AMOSSE T. et GOLLAC M. [2008], « Intensité du travail et mobilité professionnelle », *Travail et emploi*, 113, p. 59-73.
- AMOSSE T. PERRAUDIN C. et PETIT H. [2009], « Modalités juridiques des ruptures d'emploi et perception des salariés », dans B. GOMEL, D. MEDA et E. SERVERIN (dir.), *L'emploi en ruptures*, Paris, Dalloz.
- AMOSSE T., PERRAUDIN C. et PETIT H. [2012], « Mobilité et segmentation du marché du travail : quel parcours professionnel après avoir perdu ou quitté son emploi ? », *Économie et Statistique*, 450, p. 79-105.
- ASKENAZY P. [2005], « Sur les sources de l'intensification », *Revue économique*, 56 (2), p. 217-236.
- BOURIEAU P., PARAIRE X. et SANZERI O. [2014], « Les mouvements de main-d'œuvre en 2013. Forte augmentation des entrées en CDD dans le tertiaire », *Dares Analyses*, n° 094, Dares, décembre.
- BRUYERE M. et LIZE L. [2010], « Emploi et sécurité des trajectoires professionnelles. La nature de l'emploi détermine la sécurité des parcours professionnels », *Économie et Statistique*, 431-432, p. 95-112.
- CLARK A, GEORGELLIS Y. et SANFEY P. [1998], « Job Satisfaction, Wage Change and Quits : Evidence from Germany », *Research in Labor Economics*, 17, p. 95-121.
- COMMISSION EUROPEENNE [2010], *Europe 2020. Une stratégie pour une croissance intelligente, durable et inclusive*, Bruxelles.
- COUPPIE T., GASQUET C. et LOPEZ A. [2007], *Quand la carrière commence... Les sept premières années de vie active de la Génération 98*, Céreq, 3<sup>ème</sup> trimestre.
- DAVOINE L. [2009], « L'économie du bonheur. Quel intérêt pour les politiques publiques ? », *Revue économique*, 60 (4), p. 905-926.
- DOERINGER P. et PIORE M. [1971], *Internal labor markets and manpower analysis*, Health Lexington Books.
- DUHAUTOIS R. et REMILLON D. [2010], « L'incidence de la première naissance sur les trajectoires professionnelles des femmes et des hommes », *Communication aux XXX<sup>e</sup> journées de l'Association d'économie sociale*, Charleroi, septembre.
- DUHAUTOIS R., GILLES F. et PETIT H. [2011], « Worker flows and establishment wage differentials : a break-down of the relationship », *Document de travail du CES*, n° 2011.24.
- DUHAUTOIS R., PETIT H. et REMILLON D. [2012], *La mobilité professionnelle*, Editions La Découverte, collection « Repères », Paris.
- DUPRAY A. [1995], « La mobilité professionnelle en France de 1967 à 1989 : une analyse des conditions de changement d'emploi selon la taille de l'entreprise », dans A. DEGENNE, M. MANSUY et P. WERQUIN (Eds), *Trajectoires et insertions professionnelles*, deuxièmes journées d'études Céreq-Lasmas-Idl. Document Séminaires, n° 112, p. 115-141.

- DUPRAY A. [2005], « Les mobilités en début de vie professionnelle. Externes ou internes aux entreprises, des évolutions aux effets très différents », *Brèf du Céreq*, n° 216, février, Céreq.
- DUPRAY A. et RECOTILLET I. [2009], « Mobilités professionnelles et cycle de vie », *Économie et Statistique*, 423, p. 31-58.
- ELLWOOD D.T. [1982], « Teenage Unemployment : Permanent Scars or Temporary Blemishes », dans R. B. Freeman et D. A. Wise (Eds.), *The youth Labor Market Problem : Its Nature Causes and Consequences*, University of Chicago Press, p. 349-390.
- ERHEL C. et 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*, 64 (2), p. 309-343.
- FILATRIAU O. et NOUËL DE BUZONNIERE C. [2011], « Les mobilités inter-entreprises choisies et contraintes », *Emploi et salaires*, Insee Références, p. 55-67.
- FREEMAN R. B. [1978], « Job Satisfaction as An Economic Variable », *American Economic Review*, 68 (2), p. 135-141.
- FREEMAN R. B. et ROGERS J. [2006], *What workers want*, New York: Cornell University Press.
- GALLAND O. [2000], « Entrer dans la vie adulte : des étapes toujours plus tardives, mais resserrées », *Economie et statistique*, 337-338, p. 13-36.
- GARCIA-SERRANO C. [2004], « Temporary employment, working conditions and expected exits from firms », *Labour*, 18 (2), p. 293-316.
- GIVORD P. et MAURIN E. [2003], « La montée de l'instabilité professionnelle et ses causes », *Revue économique*, 54 (3), p. 617-626.
- GREEN F. [2010], « Well-being, job satisfaction and labour mobility », *Labour Economics*, 17 (6), p. 897-903.
- GREEN F., MOSTAFA T., PARENT-THIRION A., VERMEYLEN G., VAN HOUTEN G., BILETTA I. et LYLY-YRJANAINEN M. (2013), « Job Quality Becoming More Unequal ? », *Industrial and Labor Relations Review*, 66 (4), p. 753-784.
- 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. et BORJAS G. J. [1981], « Does Unemployment Cause Future Unemployment ? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence », *Economica*, 47, p 247-283.
- HUBER P. J. [1967], « The Behavior of Maximum Likelihood Estimates under Nonstandard Conditions », *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*, vol. I, p. 221-33.
- JOHNSON W. R. [1978], « A theory of job shopping », *Quarterly Journal of Economics*, 92 (2), p. 261-278.
- JOVANOVIC B. [1979], « Firm-specific capital and turnover », *Journal of Political Economy*, 87 (6), p. 1246-1260.
- KALLEBERG, A. [1977], « Work Values and Job Reward : a Theory of Job Satisfaction », *American Sociological Review*, 42 (1), p. 124-143.
- LAINE F. [2010], « La mobilité professionnelle : facteurs structurels et spécificités de l'Île-de-France », *Économie et statistique*, 431-432, p. 37-56

- LARQUIER G. DE et REMILLON D. [2008], « Assiste-t-on à une transformation uniforme des carrières vers plus de mobilité ? Une exploitation de l'enquête *Histoire de vie* », *Travail et emploi*, 113, p. 13-30.
- LE GOFF J. M. [1997], « Mobilité des jeunes à l'issue de leur premier emploi stable », *Population*, 52 (3), p. 545-70.
- LEMOINE M. et WASMER E. (dir.) [2010], *Les mobilités des salariés*, rapport du Conseil d'analyse économique.
- LEONARD J. et VAN AUDENRODE M. [1996], « Worker's limited liability, turnover and employment contracts », *Annales d'économie et de statistiques*, 41-42, p. 41-77.
- LEVY-GARBOUA L., MONTMARQUETTE C. et SIMONNET V. [2007], « Job satisfaction and Quits », *Labour Economics*, 14 (2), p. 251-268.
- LEVY-GARBOUA, L., MONTMARQUETTE, C., [2004], « Reported job satisfaction: what does it mean? », *Journal of Socio-Economics*, 33, p. 135-151.
- LIZE L. et PROKOVAS N. [2014], « Au sortir du chômage : précaires malgré un contrat à durée indéterminée ? », *Formation emploi*, 125, p. 89-112.
- MINNI C. et 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. et ANTON J-I. (2011), « E pluribus unum ? A critical survey of job quality indicators », *Socio-Economic Review*, 9 (3), p. 447-475.
- 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.
- PARENT D. [1999], « Wage and mobility : the impact of employer-provided training », *Journal of Labor Economics*, 17 (2), p. 298-317.
- PAUGAM S. [2007], *Le salarié de la précarité. Les nouvelles formes de l'intégration professionnelle*, PUF, collection « 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. et 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. et VAN PRAGG B. [1981], « The Demand for Deductibles in Private Health Insurance : a Probit Model with Sample Selection », *Journal of Econometrics*, 17, p. 229-252.
- WHITE H. [1980], « A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity », *Econometrica*, 48, p. 817-38.
- WOOLDRIDGE J. M. [2012], *Introductory Econometrics. A modern approach*, South-Western College Pub (5<sup>e</sup> Ed.).
- ZWEIMÜLLER J. et WINTER-EBMER R. [2003], « On-the-job-training, job search and job mobility », *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 139 (4), p. 563-576.

## ANNEXES

Tableau A.1. *Statistiques descriptives des individus en CDI qui ont connu une mobilité, de l'ensemble des individus en CDI, et de l'ensemble des individus en emploi en 2005*

En %	Individus en CDI et ayant eu une mobilité entre 2006 et 2008	Individus en CDI	Ensemble des individus en emploi en 2005
<b>Nature de l'emploi avant la mobilité</b>			
A durée indéterminée	100,0	100,0	88,8
A durée déterminée			11,2
<b>Mobilité</b>			
Oui	100,0	20,6	24,0
Non		79,4	76,0
<b>Si mobilité, nature</b>			
Volontaire (démissions)	73,6	73,6	40,5
Subie (licenciements et fins de contrat)	26,4	26,4	59,5
<b>Taille de l'entreprise en 2005</b>			
Moins de 10 salariés	27,7	18,9	17,8
10-49 salariés	28,2	23,3	22,2
50-199 salariés	19,6	17,9	17,5
Plus de 200 salariés	19,3	23,6	22,5
Indéterminée	5,2	16,4	4,6
<b>Secteur d'activité de l'entreprise en 2005</b>			
Industries agricoles et alimentaires	3,8	4,1	4,3
Industrie des biens de consommation	3,3	3,2	3,0
Industrie automobile	1,7	2,4	2,3
Industries des biens d'équipement	3,3	4,5	4,2
Industries des biens intermédiaires	6,8	7,4	7,0
Energie	0,5	1,4	1,3
Construction	10,8	8,3	7,8
Commerce	22,0	17,8	16,7
Transports	4,4	5,2	4,9
Activités financières	2,8	4,0	3,7
Activités immobilières	1,1	0,7	0,7
Services aux entreprises	18,7	13,6	12,7
Services aux particuliers	8,0	5,3	5,6
Éducation, santé, action sociale	10,3	16,8	18,8
Administration	2,2	4,9	6,6
Indéterminée	0,5	0,5	0,5
<b>Catégorie socioprofessionnelle en 2005</b>			
Cadres et professions intellectuelles supérieures	18,0	16,0	15,2
Professions intermédiaires	28,2	30,4	29,6
Employés	24,2	25,8	27,2
Ouvriers	29,6	27,8	28,1
<b>Ancienneté dans l'ancienneté (durée de la séquence d'emploi)</b>			
Séquence d'emploi de moins de 12 mois	79,1	87,2	83,6
Séquence d'emploi de plus de 12 mois	20,9	12,8	16,5
<b>Sexe</b>			
Hommes	61,6	56,7	55,5
Femmes	38,4	43,3	44,5
<b>Âge en 2005</b>			
Moins de 30 ans	71,1	69,6	70,8
30 ans ou plus	28,9	30,4	29,2
<b>Temps de travail en 2005</b>			
Temps plein	88,5	89,6	88,3



Tableau A.2. *Statistiques descriptives des individus en CDI en 2005 et ayant eu une mobilité entre 2006 et 2008, selon la nature de la mobilité*

En % *	Mobilité subie (licenciement)	Mobilité volontaire (démission)
<b>Taille de l'entreprise en 2005</b>		
Moins de 10 salariés	34,9	25,1
10-49 salariés	27,7	28,3
50-199 salariés	15,8	21,0
Plus de 200 salariés	16,4	20,4
Indéterminée	5,2	5,2
<b>Secteur d'activité de l'entreprise en 2005</b>		
Industries agricoles et alimentaires	2,9	4,0
Industrie des biens de consommation	7,0	2,0
Industrie automobile	1,6	1,7
Industries des biens d'équipement	3,2	3,4
Industries des biens intermédiaires	6,7	6,8
Energie	1,0	0,3
Construction	10,0	11,0
Commerce	22,6	21,8
Transports	4,0	4,5
Activités financières	1,4	3,3
Activités immobilières	0,9	1,1
Services aux entreprises	20,0	18,2
Services aux particuliers	8,9	7,7
Éducation, santé, action sociale	6,6	11,6
Administration	2,3	2,2
Indéterminée	0,9	0,4
<b>Catégorie socioprofessionnelle en 2005</b>		
Cadres et professions intellectuelles supérieures	11,0	20,5
Professions intermédiaires	24,1	29,7
Employés	33,4	20,9
Ouvriers	31,5	28,9
<b>Ancienneté dans l'ancienneté (durée de la séquence d'emploi)</b>		
Séquence d'emploi de plus de 12 mois	80,4	78,6
Séquence d'emploi de moins de 12 mois	19,6	21,4
<b>Sexe</b>		
Hommes	51,5	65,2
Femmes	48,5	34,8
<b>Âge en 2005</b>		
Moins de 30 ans	74,0	70,1
30 ans ou plus	26,0	29,9
<b>Temps de travail en 2005</b>		
Temps plein	90,2	87,9
Temps partiel	9,8	12,1
<b>Formation en 2005</b>		
Accès à une formation	32,3	35,8
Aucune formation	67,7	64,2
<b>Salaire en 2005</b>		
Moins de 1 000 €	19,1	10,7

