

La mobilité professionnelle des apprentis et ses effets salariaux.

Les enseignements de l'enquête *Génération 2004*

Benoît Cart et Alexandre Léné *

Nous analysons la mobilité des apprentis à la fin de leur contrat de formation. Le contrat d'apprentissage est en effet un contrat à durée déterminée particulier, à l'issue duquel l'apprenti peut être embauché ou non par l'entreprise où il a été formé. Le premier objectif est d'identifier les formes et les déterminants de la mobilité des apprentis. Celle-ci résulte à la fois des mécanismes de sélection à l'œuvre sur le marché du travail et de comportements plus actifs de la part des apprentis en matière de recherche d'emploi dans le but de réaliser des appariements de meilleure qualité avec les entreprises. Le deuxième objectif est d'estimer les effets de cette mobilité sur le salaire des apprentis. Sur le court terme, les estimations que nous avons menées montrent que les niveaux de salaire à l'embauche des apprentis mobiles ne sont pas significativement différents de ceux des immobiles. Les déterminants du salaire ne sont toutefois pas identiques pour les deux populations. Sur le moyen terme, les écarts de salaire se creusent à l'avantage des apprentis qui ont été embauchés dans l'entreprise où ils ont été formés. Si l'on affine l'analyse, ce sont les cas de mobilité différée, c'est-à-dire les apprentis embauchés à la fin de la période de formation mais changeant d'entreprise après quelques mois, qui connaissent les évolutions de salaire les plus importantes. La mobilité profite donc surtout aux apprentis qui avaient d'abord été recrutés par leur maître d'apprentissage.

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni *a fortiori* l'Insee.

* Clersé Université de Lille 1, CA Céreq de Lille.

L'apprentissage s'est fortement développé en France au cours de ces quarante dernières années. On compte aujourd'hui 433 000 apprentis, contre 160 000 dans les années 70 et l'objectif affiché est d'atteindre 600 000 apprentis à l'horizon 2017. Ce développement s'inscrit dans le cadre des différentes politiques visant à faciliter l'insertion des jeunes sur le marché du travail. Pour les jeunes les moins diplômés, l'apprentissage se présente à la fois comme une filière de remédiation ayant pour objet la formation de base des jeunes les plus en difficulté et une filière d'insertion visant à accroître l'employabilité des jeunes, en leur donnant l'occasion d'acquérir des compétences dans le cadre d'une activité professionnelle. En effet, pour un élève orienté en BEP ou en CAP, le passage par l'apprentissage implique de meilleures chances d'obtention du diplôme que le passage par le lycée professionnel (Alet et Bonnal, 2013). Ce mode de formation semble être un vecteur de motivation pour des jeunes en situation d'échec scolaire. Concernant l'insertion professionnelle, l'apprentissage a également fait l'objet de nombreuses études en France soulignant sa relative efficacité (Bonnal *et al.*, 2003 ; Simonnet et Ulrich, 2000 ; Sollogoub et Ulrich, 1999 ; Abriac *et al.*, 2009 ; Cart et Joseph, 2013). Les conclusions de ces différents travaux sont proches : il existerait un effet favorable de l'apprentissage sur l'insertion des jeunes sur le marché du travail ; l'accès à l'emploi étant plus rapide pour les anciens apprentis. À court terme, les individus issus de l'apprentissage sont plus souvent en emploi salarié que ceux qui sont issus de l'enseignement professionnel par la voie scolaire, même si cet avantage des ex-apprentis semble s'amenuiser puis disparaître à mesure que le niveau de formation des sortants augmente (Cart et Joseph, 2013). Les anciens apprentis accèdent cependant plus facilement à des contrats à durée indéterminée (CDI), à des emplois à temps complet et à des emplois qualifiés (Bonnal *et al.*, 2006). Le taux d'accès à l'emploi varie cependant suivant les branches et le type d'entreprise (Arrighi et Joseph, 2005 ; Crusson, 2010) et certaines études montrent que l'avantage relatif des apprentis provient en grande partie du maintien en emploi chez le maître d'apprentissage (Sollogoub et Ulrich, 1999). Si l'on considère uniquement les apprentis mobiles qui se trouvent sur le marché du travail à l'issue de la formation, leur insertion se révèle aussi difficile que celle des sortants de lycée professionnel (Bonnal *et al.*, 2003).

Notre travail s'inscrit dans la lignée de ces travaux sur les données françaises et se propose

d'approfondir un aspect particulier, celui de la mobilité inter-entreprises des apprentis dans le processus d'insertion. Le contrat d'apprentissage est en effet un contrat à durée déterminée (CDD) particulier à l'issue duquel l'apprenti peut être embauché ou non par l'entreprise où il a été formé. Si certaines entreprises accueillent et forment des jeunes dans la perspective de les conserver, il ne s'agit pas d'une obligation, ni d'une règle. De fait, nous serons amenés à voir que la majorité des apprentis ne sont pas recrutés par les entreprises qui les ont formés. Le premier objectif de cet article est de mieux mesurer ce phénomène. Il s'agit alors d'analyser les formes et les déterminants de cette mobilité. Nous nous demanderons si les apprentis mobiles ont des caractéristiques individuelles particulières. Nous nous demanderons également quelles sont les entreprises et quels sont les secteurs qui ont tendance à conserver leurs apprentis. Le deuxième objectif est de mener une analyse des effets de cette mobilité sur le salaire des apprentis. Il s'agit d'examiner si la mobilité se traduit par des pertes ou des gains salariaux, relativement aux salaires des apprentis qui continuent de travailler dans l'entreprise formatrice.

Il existe une vaste littérature mettant en évidence le fait que les individus voient leurs salaires augmenter lorsqu'ils changent d'employeur. C'est particulièrement vérifié pour les jeunes dont la mobilité professionnelle est très forte dans les premières phases de leur carrière (Mincer et Jovanovic, 1981 ; Topel et Ward, 1992 ; Farber, 1994 ; Amuedo-Dorantes et Serrano-Padial, 2007). Ces auteurs estiment que les changements d'employeur expliquent une partie importante de la croissance du salaire. Néanmoins, les effets salariaux de la mobilité dépendent largement du type de mobilité. Il existe un relatif consensus sur la présence de rendements positifs de la mobilité professionnelle lorsqu'elle est volontaire, et négatifs lorsqu'elle est subie (Bartel et Borjas, 1981 ; Mincer, 1986 ; Keith et McWilliams, 1995). Les jeunes connaissent en effet des baisses de salaires particulièrement fortes en cas de perte d'emploi (Kletzer et Fairlie, 2003). Pour les apprentis qui terminent leur contrat d'apprentissage, l'existence d'un rendement salarial positif de la mobilité ne va donc pas de soi. La mobilité ne résulte pas nécessairement d'une décision prise par l'individu à la fin de son contrat d'apprentissage (Euwals et Winkelmann, 2002). Quand le contrat d'apprentissage s'achève, l'entreprise doit décider si elle veut transformer l'apprenti en salarié ordinaire. Elle peut ne pas renouveler la relation d'emploi avec l'apprenti,

soit parce que ses besoins en main-d'œuvre sont insuffisants, soit parce qu'elle souhaite ne retenir que certains apprentis. Le contrat d'apprentissage peut en effet être considéré comme une période pendant laquelle l'employeur observe les apprentis et à l'issue de laquelle, dans une logique de tri, il ne conserve que les meilleurs d'entre eux (Acemoglu et Pischke, 1998).

Par ailleurs, les effets salariaux de la mobilité doivent être traités en dynamique. Quand un travailleur change d'emploi, il perd souvent son capital humain spécifique et donc aussi les rendements qui y sont associés. Le salaire de départ dans le nouvel emploi peut donc être inférieur à celui qu'il gagnait précédemment. Mais le salarié peut à nouveau se former et accumuler du capital humain dans ce nouvel emploi (Léné, 2005). La mobilité peut engendrer des profils d'évolution de salaire plus pentus. De meilleurs appariements conduisent à de plus forts investissements en capital humain, ces derniers permettant une progression salariale (Mincer et Jovanovic, 1981). De tels effets ont pu, par exemple, être observés pour les apprentis allemands. Ainsi, Clark (2001) – qui analyse la dynamique des salaires des apprentis sur longue période – montre que le fait de quitter l'entreprise se traduit par un accroissement plus important du salaire. De même, Bougheas et Georgellis (2004) signalent que les apprentis qui quittent l'entreprise formatrice, subissent une perte initiale de salaire. Mais leur salaire croît à un taux plus rapide que celui de ceux qui y restent. Ils mettent environ trois ans à rattraper le salaire de ceux qui sont restés dans l'entreprise d'accueil. Von Wachter et Bender (2006) montrent également que les apprentis contraints de quitter l'entreprise formatrice connaissent des baisses de salaire et que cet écart salarial tend à disparaître au cours des cinq premières années de présence sur le marché du travail. Seuls ceux d'entre eux qui quittent une très grande entreprise continuent à subir des pertes de salaire persistantes dans le temps. À notre connaissance, aucune étude n'a été menée en France sur cette question.

Notre article est organisé de la façon suivante. Nous présentons tout d'abord la base de données *Génération 2004* du Céreq ainsi que les caractéristiques de la population étudiée, celle des apprentis de niveau CAP-BEP. Nous examinons ensuite les déterminants de la mobilité à l'issue du contrat d'apprentissage de ces apprentis à l'aide d'un modèle *probit*. La troisième section est consacrée à la mesure des effets de la mobilité sur les salaires des apprentis

au moment de la première embauche *via* une comparaison classique mobiles *versus* immobiles, en tenant compte de différents biais de sélection. Dans la quatrième section, consacrée à l'évolution dans le temps, ces effets salariaux sont recalculés sur les salaires des apprentis trois ans après leur sortie de formation. Nous nous intéressons pour cela à une catégorie d'apprentis particuliers : les mobiles « différés », c'est-à-dire ceux qui ont d'abord été recrutés dans l'entreprise formatrice puis l'ont quitté dans la suite de leur parcours professionnel. *In fine*, nous revenons sur l'ensemble de nos résultats pour en dégager les éléments essentiels.

Présentation de la base de données et de l'échantillon étudié

L'enquête *Génération 2004* du Céreq porte sur un échantillon d'environ 33 000 jeunes interrogés en 2007, trois ans après leur sortie du système scolaire. Il s'agit d'une enquête rétrospective qui s'intéresse à l'insertion et au cheminement des sortants du système éducatif lors de leurs premières années de vie active. Le questionnaire aborde différents thèmes.

D'une part, les caractéristiques individuelles et la situation familiale : parcours scolaire, pays de naissance de l'individu et de ses parents, nationalité et situation professionnelle des parents ;

D'autre part, le calendrier professionnel : description des séquences d'emploi et de non-emploi sur la base d'un calendrier mensuel, portant sur les trois années allant de la sortie de formation initiale à la date d'enquête (activité et taille de l'entreprise, nature du contrat de travail, profession, durée du travail, rémunération à l'embauche, formation au cours de la période d'emploi, changements de poste, promotion).

La base de données permet donc de retracer précisément le parcours de tous les jeunes sortis en 2004 du système éducatif : le temps mis pour accéder à l'emploi, le type d'emploi occupé, la nature du contrat (CDI, CDD, intérim...), le temps de travail (temps plein / temps partiel) et le montant du salaire, pour chaque emploi occupé au cours des trois années suivant la sortie de formation. Elle permet également de calculer différents indicateurs : nombre et durée des périodes en entreprise, des périodes de chômage, temps total passé en emploi, temps total passé dans une entreprise particulière.

L'enquête *Génération 2004* prévoit également un questionnement spécifique pour les apprentis. Ces questions portent sur l'activité et la taille de l'entreprise ayant accueilli le jeune en apprentissage, la façon dont l'entreprise a été trouvée, les conditions de travail (horaires et jours travaillés), la qualité de l'accompagnement en entreprise, l'embauche ultérieure ou non dans cette entreprise. Cette enquête est ainsi particulièrement bien adaptée pour répondre à nos questions.

L'échantillon des apprentis est composé de 5 459 individus. Il s'agit d'un échantillon représentatif des 101 000 jeunes ayant terminé un apprentissage au cours de l'année scolaire 2003-2004. L'apprentissage concerne historiquement le niveau V de formation, c'est-à-dire les élèves préparant un CAP (Certificat d'aptitude professionnelle) ou un BEP (Brevet d'études professionnelles), même si, depuis une quinzaine d'années, le niveau des diplômes préparés n'a cessé de s'élever. Nous avons choisi de restreindre notre échantillon aux apprentis sortis du système scolaire en 2004 avec un niveau de formation égal ou inférieur au BEP-CAP, pour lesquels la mobilité prend des formes particulières qui ne sont pas celles connues par les sortants de niveaux de formation supérieurs. Notre échantillon est alors composé de 2 874 individus. Ce sont dans leur très grande majorité des garçons (84 %). Ces apprentis de niveau CAP-BEP sont essentiellement accueillis dans de petites, voire de très petites entreprises (67 % travaillent dans des entreprises de moins de 10 salariés). Près de 60 % de ces jeunes ont réalisé leur apprentissage dans le secteur tertiaire. Les spécialités du bâtiment, des métiers de bouche, de la santé et des services aux personnes (coiffure, hôtellerie-restauration, commerce alimentaire) sont les spécialités les plus représentées (cf. tableau a en annexe I).

La mobilité à l'issue du contrat d'apprentissage

La question à laquelle nous nous intéressons d'abord est celle de la mobilité des apprentis à la fin de leur contrat d'apprentissage. Les apprentis restent-ils ou non dans l'entreprise qui les a formés ? Nous désignons sous le terme « mobilité » le fait de quitter l'entreprise qui a formé l'apprenti pendant le contrat d'apprentissage, une fois que ce contrat est terminé. L'enquête *Génération 2004* contient une

question permettant d'identifier précisément ce phénomène : « Avez-vous continué à travailler dans l'entreprise à la fin de votre contrat d'apprentissage en 2004 ? ». Les apprentis dits mobiles sont ceux qui ont répondu « non » à cette question, quel que soit leur statut relatif à l'emploi. Les apprentis dits immobiles sont ceux qui y ont répondu « oui ». Ils ont été recrutés par l'entreprise qui les a formés et occupent un emploi sous différents statuts : ils sont pour 64 % d'entre eux en CDI, 28 % en CDD, 6 % en intérim et 2 % en emploi saisonnier (tableau a en annexe I).

Premier constat : la mobilité est un phénomène massif à l'issue du contrat d'apprentissage. En ce qui concerne les apprentis de niveau V ou inférieur, plus de 67 % d'entre eux ne sont pas embauchés par l'entreprise qui les a accueillis en contrat d'apprentissage et doivent donc trouver un premier emploi ailleurs. Cette mobilité varie selon les secteurs : l'industrie et l'agriculture conservent davantage leurs apprentis (33 % de rétention) que les services (28 %) ; la coiffure se caractérise par un taux de rétention très faible (16 %). La mobilité varie également avec la taille de l'entreprise d'accueil : les grandes entreprises embauchent davantage les apprentis qu'elles forment que les petites entreprises (taux de rétention variant de 27 % pour les entreprises de 1 à 4 salariés à 37 % pour celles ayant plus de 50 salariés). On note par ailleurs que l'obtention du diplôme semble jouer un rôle important dans le recrutement des apprentis par les firmes formatrices. Les apprentis qui ont échoué au diplôme qu'ils préparaient par la voie de l'apprentissage ont moins de chance de rester dans l'entreprise d'accueil (taux de rétention de 18 %) que ceux qui l'ont obtenu (37 %).

Mobilité choisie, subie, sous contrainte ?

S'il est important de prendre la mesure de cette mobilité, il est tout aussi important d'en saisir la nature et les déterminants. Il existe une vaste littérature mettant en évidence le fait que les individus, et notamment les jeunes, voient leurs salaires augmenter lorsqu'ils changent d'employeur (Mincer et Jovanovic, 1981 ; Topel et Ward, 1992 ; Farber, 1994 ; Amuedo-Dorantes et Serrano-Padial, 2007). Ces augmentations de salaire sont généralement attribuées à un phénomène de *job shopping*, où la mobilité reflète la volonté de trouver une relation d'emploi plus productive. Il s'agit, par cette mobilité, soit de valoriser des avantages comparatifs individuels sur le marché du travail (Johnson, 1978), soit

d'améliorer la qualité des appariements individus-emplois (Jovanovic, 1979), ou plus simplement de chercher et trouver un emploi mieux rémunéré (Burdett, 1978). La mobilité fait ainsi partie intégrante des carrières professionnelles (Sicherman et Galor, 1990). Dans le but de maximiser leurs revenus espérés, les individus sont susceptibles d'accepter toute offre salariale supérieure au salaire actuellement perçu, une fois soustraits les coûts de mobilité, induisant une relation positive entre mobilité et salaire. Dans ces théories, la mobilité est volontaire et s'apparente à un investissement.

En ce qui concerne les apprentis, la question est plus délicate. En effet la mobilité ne résulte pas nécessairement d'une décision prise unilatéralement par l'individu à la fin du contrat d'apprentissage. Quand le contrat d'apprentissage s'achève, l'entreprise doit décider si elle veut conserver son ancien apprenti. Elle peut ne pas renouveler la relation d'emploi avec l'apprenti, soit parce que ses besoins en main-d'œuvre sont insuffisants, soit parce qu'elle n'est pas satisfaite de l'apprenti qu'elle a accueilli. Dans ce cas de figure, la mobilité est subie par les apprentis. De plus, les apprentis mobiles sont confrontés à un problème de sélection adverse sur le marché du travail. Ceux-ci peuvent être considérés comme de mauvais candidats, dans la mesure où ils n'ont pas été retenus par leur maître d'apprentissage. En situation d'asymétrie informationnelle, une mobilité à l'issue du contrat peut ainsi être interprétée comme un signal négatif. Ce problème apparaît particulièrement sévère pour les jeunes (Krashinsky, 2002). Dans la mesure où les qualités des salariés se révèlent progressivement au cours de leur carrière, la courte trajectoire professionnelle et salariale des jeunes contient, de fait, peu d'information.

Pour les apprentis qui terminent leur contrat d'apprentissage, l'existence d'un rendement salarial positif de la mobilité n'est donc pas évidente, tant la décision de changer d'entreprise est contrainte par toute une série de facteurs et renvoie à différents phénomènes qui se mêlent (Von Wachter et Bender, 2006). Dans notre cas, cette question est d'autant moins simple que nous ne disposons pas, dans la base de données utilisée, d'éléments permettant d'affirmer que la mobilité est choisie ou subie¹. La mobilité relève à la fois de décisions personnelles et des politiques d'entreprise. Un apprenti peut souhaiter rester dans l'entreprise parce qu'il s'y trouve bien et que les conditions de travail lui conviennent. En d'autres termes, il y a un bon appariement (*matching*) entre le projet de l'apprenti et

l'entreprise dans laquelle il a effectué sa formation. Au contraire, un mauvais appariement peut amener un apprenti à vouloir quitter l'entreprise. De ce point de vue, le fait de connaître de mauvaises conditions de travail ou de mauvaises conditions d'accueil dans l'entreprise formatrice (par exemple, absence d'un maître d'apprentissage ou conditions ne permettant pas d'apprendre un métier) inciterait à la mobilité. Des contraintes extérieures peuvent également influencer les choix individuels : les contraintes économiques familiales et la faiblesse des ressources peuvent par exemple amener certains apprentis à ne pas prendre le risque de quitter un emploi, même jugé peu satisfaisant.

Par ailleurs, comme nous l'avons mentionné, rester dans une entreprise ne résulte pas que du choix de l'apprenti. Les opportunités d'emplois sont variables d'un secteur à l'autre ; toutes les entreprises ne choisissent pas nécessairement de recruter des apprentis formés, certaines sont plus sélectives que d'autres. Ces opportunités dépendent ainsi des logiques de sélection et de rétention à l'œuvre dans les entreprises (Abowd *et al.*, 2006). L'effet diplôme (avoir réussi le diplôme préparé) peut sûrement être classé dans cette catégorie. Les entreprises auraient ainsi tendance à conserver les bons apprentis qui ont fait la preuve de leurs capacités professionnelles. Il s'agirait ici du traditionnel effet signal. La rétention des apprentis dépend également des politiques d'alimentation et d'utilisation de la main-d'œuvre juvénile des entreprises. Ainsi, les petites entreprises ont moins de possibilités d'embauche et accueilleraient en partie des apprentis dans une logique d'utilisation d'une main-d'œuvre d'appoint qui n'encourage pas la rétention à l'issue du contrat. L'effet sectoriel (les secteurs de la coiffure, de l'hôtellerie-restauration, du commerce alimentaire qui ont tendance à ne pas conserver leurs apprentis) relève probablement de cette logique. Ces secteurs stabilisent en effet peu leur main-d'œuvre apprentie et offrent le plus souvent aux jeunes débutants une voie d'accès à l'emploi, sans aucune garantie de conserver leur poste à l'issue de la formation. Ces secteurs d'activité, qui traditionnellement forment le plus d'apprentis de niveau V, préfèrent conclure de nouveaux contrats d'apprentissage plutôt qu'embaucher

1. Génération 2004 ne contient en effet pas d'information portant sur les raisons qui amènent les apprentis à quitter l'entreprise d'accueil. Il existe en revanche une série de questions de ce type concernant le premier emploi après la sortie du système éducatif. Mais le taux de non-réponse sur ces questions est très élevé (près de 80 %) ; ce qui les rend inexploitable pour notre travail statistique.

les apprentis qu'ils viennent de former (Léné, 2002). Cette pratique, caractéristique des entreprises artisanales, n'est pas récente (Monaco, 1993). Deux logiques distinctes semblent donc à l'œuvre : dans l'une, on devine une présélection puis une formation de salariés en vue de leur recrutement définitif ; dans l'autre, on discerne l'usage permanent et en perpétuel renouvellement d'un volant de main-d'œuvre en formation (Arrighi et Joseph, 2005).

Avant d'évaluer les rendements salariaux de la mobilité, il apparaît nécessaire de tenter de démêler ces différents éléments et de saisir ainsi les déterminants de la mobilité. C'est la raison pour laquelle nous avons estimé le modèle *probit* suivant :

$$M_i^* = \beta_M X'_{Mi} + u_i \quad (1)$$

où M_i^* est une variable latente, X'_{Mi} le vecteur de caractéristiques, β_M les coefficients à estimer et u_i le terme d'erreur. $M_i = 1$ (lorsque $M_i^* > 0$), indique que l'apprenti est mobile et $M_i = 0$ (lorsque $M_i^* \leq 0$) indique que l'apprenti est immobile.

Nous avons donc testé l'influence de différentes variables :

- Des variables sociodémographiques : niveau d'étude, sexe, le fait d'avoir des enfants, CSP et situation des parents vis-à-vis de l'emploi ;

- Une variable subjective portant sur la discrimination à l'embauche (« Dans votre parcours professionnel depuis 2004, estimez-vous avoir été victime, au moins une fois, de discrimination à l'embauche ? ») ;

- Des variables portant sur la façon dont l'apprenti a trouvé l'entreprise où il a été formé : l'a-t-il trouvée par lui-même, par l'intermédiaire de quelqu'un d'autre (effet réseau), avait-il déjà effectué un stage dans cette même entreprise au préalable ?

- Des variables portant sur les raisons qui l'ont amené à arrêter ses études en 2004 : était-il lassé de faire des études ; avait-il atteint le niveau de diplôme souhaité ; avait-il été refusé au niveau supérieur ; pour des raisons financières ; pour entrer dans la vie active ; avait-il trouvé un emploi ?

- Des variables portant sur l'entreprise formatrice : secteur d'activité et taille ;

- Des variables portant sur les conditions d'accueil et de travail dans l'entreprise : existence ou non d'un maître d'apprentissage ; disponibilité de celui-ci ; horaires atypiques (travailler le soir, le samedi, le dimanche) ; possibilité de mettre en application ou non les compétences acquises dans une activité réelle de travail.

Les déterminants de la mobilité : interprétation des résultats

L'estimation du modèle *probit* (tableau 1) nous amène à distinguer plusieurs effets :

Tableau 1
Facteurs liés à la probabilité de quitter l'entreprise formatrice (modèle *probit*)

| | | Valeur estimée | |
|----------------------|-----------------|----------------|------------|
| Constante | | 1,549 | (0,286) |
| Échec au diplôme | | 0,783 | (0,115)*** |
| Sexe | Homme | réf. | réf. |
| | Femme | - 0,385 | (0,145)*** |
| Situation du père | Père en emploi | réf. | réf. |
| | Père au chômage | 0,208 | (0,342) |
| | Père inactif | - 0,080 | (0,134) |
| Situation de la mère | Mère en emploi | réf. | réf. |
| | Mère au chômage | 0,030 | (0,254) |
| | Mère inactives | 0,168 | (0,105) |
| Parents cadres | Non | réf. | réf. |
| | Oui | 0,059 | (0,095) |
| A des enfants | Non | réf. | réf. |
| | Oui | 0,056 | (0,178) → |

Un effet sélection / rejet de la part des entreprises

Les résultats nous amènent tout d'abord à souligner l'importance de l'échec au diplôme préparé. Cet échec au diplôme a un effet très

important et très significatif sur la probabilité de quitter l'entreprise formatrice à l'issue du contrat. On doit essentiellement l'analyser comme un effet de sélection de la part de l'employeur : l'entreprise a tendance à ne pas

Tableau 1 (suite)

| | | Valeur estimée | |
|--|---|----------------|-------------|
| Victime de discrimination à l'embauche | <i>Non</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | Oui | 0,237 | (0,162) |
| A trouvé l'entreprise d'apprentissage | <i>Par lui-même</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | par l'intermédiaire du CFA | 0,452 | (0,224)** |
| | par quelqu'un d'autre | - 0,464 | (0,146)*** |
| A déjà effectué un stage dans l'entreprise | <i>Non</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | Oui | - 0,248 | (0,091)*** |
| Raison d'arrêt des études en 2004 | <i>Par lassitude</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | Pour des raisons financières | 0,144 | (0,101) |
| | Parce qu'il a trouvé un emploi | - 1,268 | (0,097)*** |
| | Car il a été refusé au niveau supérieur | 0,380 | (0,185)** |
| | Pour entrer dans la vie active | 0,325 | (0,113)*** |
| | Autres raisons | 0,346 | (0,137)** |
| Secteur de l'entreprise d'accueil | Agriculture | - 0,058 | (0,242) |
| | <i>Industrie</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | Bâtiment | - 0,177 | (0,155) |
| | Hôtellerie-restauration | 0,431 | (0,232)** |
| | Coiffure | 0,748 | (0,369)** |
| | Services | 0,297 | (0,155)* |
| | Commerce alimentaire | 0,366 | (0,208)* |
| | Autres commerces | 0,121 | (0,166) |
| Taille de l'entreprise d'accueil | <i>De 0 à 5 salariés</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | De 6 à 9 salariés | - 0,22 | (0,113)** |
| | De 10 à 19 salariés | - 0,505 | (0,134)*** |
| | De 20 à 49 salariés | - 0,492 | (0,154)*** |
| | 50 salariés et plus | - 0,407 | (0,168)*** |
| Horaires atypiques | <i>Non</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | Lui est arrivé de travailler le samedi | - 0,154 | (0,107) |
| | Lui est arrivé de travailler le soir | - 0,240 | (0,126)* |
| | Lui est arrivé de travailler la nuit | - 0,007 | (0,179) |
| Existence de tuteur | <i>Oui</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | Non | - 0,471 | (0,184)*** |
| Disponibilité du tuteur | <i>Oui</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | Pas assez | 0,437 | (0,133)*** |
| Place de l'apprenti | <i>Peu utile</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | Apportait un coup de main sans vrai poste | 0,122 | (0,251) |
| | Travaillait comme un autre salarié | - 0,577 | (0,221)*** |
| | | N = 2 799 | |

Lecture : ce tableau présente les résultats de l'estimation d'un modèle probit. Les symboles *, ** et *** représentent les seuils de significativité statistique, respectivement à 10 %, 5 % et 1 %. Les calculs sont faits sans utiliser de pondération. Les écarts-type sont entre parenthèses.

Champ : apprentis de niveau CAP-BEP sortis du système éducatif en 2004.

Source : enquête Génération 2004, Céreq.

retenir les apprentis les moins bons. De même, le fait d'être apprenti dans certains secteurs (dans l'ordre, la coiffure, l'hôtellerie-restauration, le commerce alimentaire, les services) réduit les chances d'être embauché par l'entreprise après le contrat. La taille de l'entreprise d'accueil est également un facteur qui affecte fortement et significativement la mobilité des apprentis. Être accueilli dans une très petite entreprise réduit fortement les chances d'être recruté dans la firme d'accueil. On peut penser que les petites entreprises ont moins de possibilités d'embauche et qu'elles accueillent en partie des apprentis dans une logique d'utilisation d'une main-d'œuvre sans offrir de perspective de stabilisation à l'issue du contrat. Cet effet sélection/rejet semble particulièrement fort dans notre échantillon. Les pratiques de mobilisation de la main-d'œuvre jeune en vigueur dans les entreprises qui ont recours à l'apprentissage semblent structurées par une logique d'accueil massif d'apprentis qui ne débouche pas fréquemment sur un recrutement, ou de façon très sélective comme l'ont souligné d'autres travaux (Léné, 2002 ; Arrighi et Joseph, 2005).

La qualité de l'appariement et l'effet de connaissance (réseau)

Un certain nombre de variables fait apparaître l'importance de la qualité de l'appariement ainsi que celle de l'effet de réseau. Les variables ayant un impact significatif sur la probabilité de rester dans l'entreprise qui pourrait être interprété de cette façon sont les suivantes : « avait une réelle activité professionnelle dans l'entreprise » (par opposition à « se sentir inutile dans l'entreprise »), « a arrêté ses études parce qu'il a trouvé un emploi ». Cette variable semble indiquer un choix positif de la part de l'apprenti : il a décidé d'arrêter ses études car il a trouvé un emploi le satisfaisant pleinement ; alors que la variable « pour entrer dans la vie active » dénote plutôt un souhait général de travailler sans faire référence à une entreprise particulière. De la même façon, « avoir bénéficié de la présence d'un maître d'apprentissage disponible » augmente les chances de rester dans l'entreprise. Curieusement, le fait de ne pas avoir de tuteur dans l'entreprise réduit la mobilité. Notons que la qualité de l'appariement s'apprécie par les deux parties prenantes. Un apprenti peut en effet souhaiter rester dans l'entreprise parce qu'il s'y trouve bien et que les conditions de travail lui conviennent. Symétriquement, un employeur qui est satisfait par son apprenti peut souhaiter le conserver. La réussite au diplôme, qui augmente la probabilité de rester dans l'entreprise,

est certainement aussi un signal de la qualité de l'apprenti aux yeux des employeurs (Bonnal *et al.*, 2006).

A contrario, le fait d'avoir de mauvaises conditions de travail devrait favoriser la mobilité. On s'attendrait ainsi à ce que le fait de subir des horaires contraignants (travailler le dimanche, la nuit, le samedi, le soir) se traduise par un effet significatif sur la mobilité. Ce n'est pas le cas. Ces variables n'ont pas d'effet significatif sur la probabilité de quitter l'entreprise. Le fait de travailler occasionnellement le soir a même un effet négatif. On pourrait suggérer l'interprétation suivante : les horaires atypiques sont normaux dans certains secteurs (commerce, hôtellerie-restauration, coiffure)². De ce fait, ils ne constituent pas un facteur de rejet aux yeux des apprentis ayant choisi de se former dans ces secteurs. Autre interprétation possible : un apprenti travaillant le soir est un apprenti motivé qui accepte ces horaires parce qu'il s'investit dans l'entreprise d'accueil.

La façon dont les apprentis ont pris contact avec l'entreprise d'accueil a un effet sur la probabilité d'y rester par la suite. Le fait que l'apprenti « connaissait l'entreprise avant la période d'apprentissage parce qu'il y avait déjà travaillé ou effectué un stage » augmente les chances de rester dans l'entreprise. On peut y voir un signe de la qualité de l'appariement : l'apprenti a choisi l'entreprise en toute connaissance de cause et continue en quelque sorte à confirmer ce choix dans le temps. Le fait d'avoir trouvé l'entreprise d'accueil en ayant bénéficié de l'appui de quelqu'un augmente également les chances de rester dans l'entreprise. Il s'agit sûrement d'un effet réseau déjà souligné qui joue un rôle important dans la primo-insertion (Moreau, 2003).

Le poids des contraintes extérieures

D'autres variables relèvent davantage de contraintes extérieures pouvant intervenir dans les choix individuels. Le fait d'avoir arrêté ses études pour des raisons financières, parce que l'on a été refusé dans une formation de niveau supérieur ou pour entrer dans la vie active sont

2. En moyenne, la moitié des jeunes déclarent avoir travaillé régulièrement ou occasionnellement le samedi pendant leur contrat d'apprentissage. Mais dans le commerce alimentaire, la coiffure ou l'hôtellerie restauration, plus de 8 apprentis sur 10 ont travaillé régulièrement le samedi. De plus, si un apprenti sur quatre déclare avoir travaillé occasionnellement ou régulièrement le soir, cette pratique est particulièrement fréquente dans l'hôtellerie-restauration, où 78 % des apprentis déclarent être dans ce cas.

des variables qui augmentent la probabilité de quitter l'entreprise d'accueil. On peut déceler dans ces facteurs le caractère subi des événements qui affectent le parcours de certains jeunes en début de vie active, quand les difficultés économiques personnelles, les obstacles relatifs aux parcours scolaires ou d'insertion pèsent sur les trajectoires individuelles en retardant l'insertion durable dans l'emploi.

Quant aux variables sociodémographiques, elles ne paraissent pas exercer d'effet sur la probabilité de quitter l'entreprise formatrice. Seule la variable « sexe » a un effet significatif : les femmes connaissent une propension plus forte à rester dans l'entreprise d'accueil.

Le salaire des apprentis lors de leur première embauche

Après avoir analysé le phénomène de mobilité des apprentis à l'issue de leur période de formation, nous nous intéressons maintenant au salaire perçu. Plus précisément, nous allons analyser l'effet de cette mobilité sur le salaire des apprentis.

Niveaux moyens de salaire à la première embauche

Les statistiques descriptives sur le salaire d'embauche à l'issue du contrat d'apprentissage semblent indiquer qu'il n'y a pas une différence de salaire importante entre ceux qui restent chez leur maître d'apprentissage et ceux qui le quittent (tableau 2).

Un t-test nous indique que l'on ne peut rejeter l'hypothèse H_0 d'égalité des salaires. Ces résultats doivent cependant être considérés avec prudence. De nombreux facteurs peuvent avoir de l'influence sur le niveau de salaire à l'embauche ; la mobilité n'est qu'une variable

parmi d'autres. Il convient donc de raisonner toutes choses égales par ailleurs, pour déterminer l'effet que l'on peut réellement attribuer à la mobilité.

Problèmes méthodologiques : traiter les différents biais de sélection

L'estimation de l'effet de la mobilité sur le salaire n'est pas, d'un point de vue méthodologique, un exercice évident. Considérons l'équation (2) qui permet d'examiner l'effet de la mobilité sur le salaire des apprentis à l'aide d'une régression linéaire :

$$Y_i = \beta X'_i + \alpha M_i + e_i \quad (2)$$

où Y_i est le log du salaire de l'individu i (variable dépendante), X'_i un vecteur de variables explicatives, M_i une variable dichotomique indiquant si l'apprenti a changé d'entreprise à l'issue de son contrat d'apprentissage, e_i le terme d'erreur et α et β les coefficients à estimer.

On peut se demander si le coefficient α mesure l'impact réel de la mobilité sur le salaire. La variable M ne peut pas en effet être considérée comme exogène dans ce modèle. La mobilité fait vraisemblablement l'objet d'un important biais de sélection. Les individus mobiles sont sélectionnés et cette sélection est susceptible de nuire à la fiabilité des estimations des rendements salariaux de la mobilité.

Ce biais de sélection peut avoir diverses origines. Il peut en effet s'agir d'une autosélection des apprentis lorsque la mobilité est choisie et résulte d'une décision personnelle. Cette mobilité volontaire peut notamment s'expliquer par la volonté de saisir des opportunités d'emplois qui seraient susceptibles d'offrir de meilleures conditions salariales. Par ailleurs, les individus engagés dans un appariement qu'ils jugent de qualité médiocre sont plus susceptibles de quitter d'eux-mêmes l'emploi dans lequel ils se

Tableau 2
Salaires moyens d'embauche

| | Moyenne | Écart-type | N |
|-----------|---------|------------|-------|
| Immobilés | 1 087 | 255 | 766 |
| Mobiles | 1 102 | 273 | 1 393 |

Lecture : ce tableau présente le salaire moyen net mensuel, primes incluses, en euros que les apprentis ont perçus dans leur premier emploi (quand celui-ci était à temps plein).

Champ : apprentis de niveau CAP-BEP sortis du système éducatif en 2004.

Source : enquête Génération 2004, Céreq.

trouvent (Bonnal *et al.*, 2003). De fait, les individus qui quittent leur entreprise ont des motivations particulières ; motivations qui ne peuvent être observées directement et peuvent biaiser les résultats. La mobilité des apprentis est également déterminée par des facteurs extérieurs qui peuvent également impacter le salaire. Le fait qu'un apprenti reste dans l'entreprise dépend également de la décision de l'employeur de le recruter. Or, il est fort probable que des caractéristiques, pas toujours observables, qui affectent la décision des entreprises de retenir ou non un apprenti à la fin de son contrat d'apprentissage (les qualités, la motivation des jeunes apprentis) impactent aussi le salaire des individus. Le niveau de salaire dans l'emploi peut donc être lié au fait que seuls les individus qui sont relativement productifs dans un emploi restent dans cet emploi (effet de rétention par les employeurs). Le contrat d'apprentissage peut en effet s'interpréter comme un dispositif de tri à l'issue duquel seuls les meilleurs peuvent espérer obtenir un prolongement de leur contrat dans l'entreprise.

Étant donné que le processus de mobilité peut être corrélé avec les caractéristiques observées et inobservées des individus, chaque groupe d'individus, mobiles et immobiles, peut être considéré comme un échantillon non aléatoire. Il est alors important de prendre en compte cette éventuelle sélection non aléatoire entre les mobiles et les non mobiles.

Considérer uniquement le biais de sélection lié à la mobilité reviendrait à supposer implicitement que les apprentis accèdent tous, les immobiles comme les mobiles, à un emploi à temps plein à la fin de leur apprentissage. Or ce n'est pas le cas. Il existe une différence significative entre les deux populations : lors de leur première embauche, les immobiles sont recrutés à 94 % à temps plein et les mobiles à 87 %. Cette différence illustre le processus d'insertion différée des apprentis mobiles. Même si les apprentis s'insèrent généralement bien sur le marché du travail³, les mobiles mettent plus de temps à se stabiliser que les immobiles. Il convient donc de prendre en compte le fait que les mobiles n'accèdent pas aussi facilement à l'emploi à temps plein que les immobiles. De plus, il existe un élément technique justifiant la correction de ce phénomène : seul le salaire des individus employés à temps plein est observé. Le fait que les équations de salaires ne sont estimées que pour les apprentis employés à temps plein introduit un biais, dans la mesure où ceux-ci ne constituent pas un échantillon aléatoire de la population totale. Pour obtenir des estimations

fiables des équations de salaires, il faut prendre en compte les deux types de biais de sélection : celui relatif à la mobilité et celui relatif au fait de travailler à plein temps.

Pour estimer les effets salariaux de la mobilité, nous adoptons un modèle de *switching* (Lee, 1978), dans lequel les équations de salaires sont estimées de façon séparée pour les mobiles et les immobiles. Dans le but de prendre en compte le double biais de sélection que nous avons décrit, nous adoptons la démarche de Tunali (1986). Celle-ci constitue une extension de la méthode d'Heckman dans le cas où deux processus de sélection corrélés génèrent l'échantillon observé (cf. annexe II, méthodologique). La technique consiste à estimer dans un premier temps, par un *probit* bivarié, les facteurs affectant la probabilité de quitter l'entreprise et les facteurs affectant la probabilité d'être employé à temps plein sur l'ensemble de la population. Cela permet de construire deux nouvelles variables, λ_{jTi} et λ_{jMi} , équivalentes à l'inverse du ratio de Mills utilisé dans la méthode d'Heckman de correction d'un biais de sélection simple. Dans un deuxième temps, on introduit ces nouvelles variables dans les équations de salaire qui sont estimées par la méthode des moindres carrés. Les deux biais de sélection sont corrigés. L'existence d'un biais de sélection est testée par l'hypothèse que le coefficient estimé des deux variables λ_{jTi} et λ_{jMi} est nul. Cette technique est décrite en détail dans l'annexe II, méthodologique.

Résultats des estimations des équations de salaire

Dans les différentes estimations réalisées, la variable dépendante est le logarithme du premier salaire d'embauche des apprentis. Il s'agit du salaire mensuel net, primes incluses. L'échantillon est restreint à la population des apprentis qui occupent un emploi à plein temps. Nous avons également éliminé ceux qui ont été recrutés sous contrat d'alternance (contrat d'apprentissage et contrat de professionnalisation), qui s'inscrivent plutôt dans une démarche de reprise de formation. Au total, notre échantillon est maintenant réduit à 2 416 apprentis (compte tenu également d'un problème de valeur manquante sur 65 individus). Les variables retenues pour ces équations de salaires renvoient à des variables individuelles (avoir obtenu ou non

3. Dans notre échantillon, seuls 1,85 % des apprentis ne connaissent aucune séquence d'emploi au cours des trois années suivant leur sortie du système scolaire.

le diplôme préparé, le sexe), sociodémographiques (l'origine sociale, la situation du père vis à vis de l'emploi), des variables relatives à l'emploi occupé (secteur, taille de l'entreprise d'embauche, catégorie professionnelle), le type de contrat de travail (CDI, CDD, intérim, emploi saisonnier), la localisation de l'entreprise (région parisienne ou province) et le temps d'accès au premier emploi. Les équations de salaire et le modèle *probit* ne sont donc pas mis en œuvre sur le même ensemble de variables. Les *probits* sont en effet effectués sur les variables décrites dans la section II concernant la mobilité. Pour l'emploi à temps plein, certaines variables ont été abandonnées (existence d'un tuteur pendant l'apprentissage) et une autre a été introduite (le fait d'être handicapé ou d'avoir des problèmes de santé).

La procédure de correction du double effet de sélection nous livre un certain nombre de constats. Si l'on considère tout d'abord le tableau b (en annexe I) qui fournit les résultats de l'estimation du *probit* bivarié des équations de sélection, nous pouvons tout d'abord noter que l'hypothèse d'indépendance des termes d'erreur, tirés respectivement de l'équation de mobilité et de l'équation de l'emploi à temps plein, est rejetée : le coefficient de corrélation est négatif (- 0,224) et statistiquement significatif (au seuil de 1 %), ce qui est confirmé par le diagnostic obtenu à l'aide du test LR utilisant le rapport de vraisemblance de nullité du coefficient de corrélation. Mobilité et emploi à temps plein sont donc négativement corrélés : les facteurs inobservés qui ont un effet positif sur la mobilité des apprentis, réduisent la probabilité d'être employé à temps plein. La non-prise en compte de ce deuxième effet de sélection, préalablement à l'estimation des équations de salaires, biaiserait de façon consistante les résultats. Si l'on examine les déterminants de la probabilité de travailler à temps plein, on observe que le fait d'avoir obtenu le diplôme préparé, d'être handicapé, de travailler dans une grande entreprise, augmentent la chance de travailler à temps plein. À l'opposé, le fait d'être une femme, d'avoir des parents au chômage (notamment la mère) et de travailler le soir, réduit cette probabilité. Quant aux déterminants de la mobilité, le *probit* bivarié ne change pas fondamentalement les résultats du *probit* simple (tableau 1). La significativité de certaines variables baisse légèrement (être une femme, avoir trouvé son entreprise d'apprentissage par l'intermédiaire du CFA). La significativité d'autres variables augmente légèrement : le sentiment de discrimination à l'embauche passe

le seuil de significativité de 10 %, tout comme le fait d'avoir une mère inactive.

Le tableau 3 présente les résultats de l'estimation des équations de salaire, avec la correction des biais de sélection issue de la procédure d'estimation de Tunali (1986). L'examen des résultats permet de constater que le biais de sélection lié à la mobilité est significatif au seuil de 1 % (ce qui justifie le traitement en deux équations séparées) ; le biais de sélection lié à l'emploi à temps plein (négatif) n'est quant à lui pas significatif. Concernant la mobilité, le biais de sélection positif pour les mobiles, signifie qu'il existe des facteurs inobservés qui augmentent la probabilité de quitter l'entreprise et qui ont un effet positif sur le salaire. Autrement dit, le niveau de salaire serait en moyenne significativement plus faible si ces individus étaient restés dans leur entreprise de formation. D'un certain point de vue, la mobilité est rentable pour les mobiles compte tenu d'éléments non observés. Le coefficient associé à λ_M est également significatif et positif pour les immobiles. Cela dénote un biais de sélection négatif pour ces derniers. Il existe donc des facteurs inobservés qui diminuent la probabilité de quitter l'entreprise formatrice, mais qui exercent un effet négatif sur le salaire. Cela pourrait par exemple être interprété comme l'existence d'un appariement jugé positivement par l'apprenti. Il pourrait trouver un emploi ailleurs, mieux rémunéré compte tenu de ses caractéristiques personnelles, mais il préfère rester chez son ancien maître d'apprentissage, parce que les conditions de l'emploi lui conviennent (ou par sécurité). Un des facteurs explicatifs de l'immobilité réside alors dans l'attachement à l'entreprise qui peut compenser un éventuel avantage salarial associé à un nouvel emploi dans une autre entreprise. Cet attachement peut être lié à de meilleures conditions de travail ou à des « aménités locales » : il s'agit de caractéristiques particulières de l'emploi qui procurent de l'agrément et qui donnent lieu à des *psychic incomes* (c'est-à-dire des satisfactions ou des bénéfices subjectifs, en dehors de la rémunération qui y est attachée).

La comparaison de l'équation de salaire des apprentis mobiles avec celle des apprentis immobiles nous permet de constater que les écarts de salaires n'ont pas la même origine selon que l'on est un apprenti immobile ou un apprenti ayant changé d'entreprise. Certaines variables ont un effet différencié selon ces deux populations :

- Les apprentis de sexe féminin ont des salaires inférieurs. Mais le fait d'être une femme est plus

pénalisant pour les mobiles que pour les immobiles (leurs coefficients respectifs sont - 0,077 et - 0,043). Cet effet n'est d'ailleurs significatif que pour les mobiles.

- Le fait d'avoir un père au chômage se traduit par un salaire inférieur (effet significatif

uniquement pour les mobiles). On peut y voir l'effet de proximité ou de réseau cité précédemment.

- Le secteur a une influence significative uniquement pour les mobiles. Le fait de travailler dans l'agriculture, la coiffure ou le commerce se traduit ainsi par des salaires significativement

Tableau 3
Estimation des déterminants du salaire d'embauche

| | | Mobiles | | Immobiles | |
|---------------------------------|---------------------------------------|-------------|-----------------------|-------------|------------------------|
| | | Valeur | Écart-type | Valeur | Écart-type |
| Constante | | 6,942 | (0,032) | 6,929 | (0,049) |
| Sexe | <i>Homme</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | Femme | - 0,077 | (0,037) ** | - 0,043 | (0,050) |
| Situation des parents | <i>Père en emploi</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | Père au chômage | - 0,033 | (0,030) ** | - 0,086 | (0,094) |
| | Père inactif | - 0,007 | (0,017) | 0,014 | (0,022) |
| Parents cadres | | 0,007 | (0,013) | 0,001 | (0,016) |
| Parents immigrés | | - 0,004 | (0,017) | - 0,029 | (0,022) |
| Échec au diplôme | | 0,047 | (0,015) *** | 0,041 | (0,023) * |
| Secteur | Agriculture | - 0,145 | (0,062) ** | 0,069 | (0,069) |
| | <i>Industrie</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | Bâtiment | 0,014 | (0,020) | 0,026 | (0,025) |
| | Hôtellerie-restauration | - 0,010 | (0,024) | 0,019 | (0,036) |
| | Coiffure | - 0,196 | (0,072) *** | 0,190 | (0,109) * |
| | Services | - 0,006 | (0,021) | 0,037 | (0,038) |
| | Commerce alimentaire | - 0,072 | (0,025) ** | - 0,010 | (0,034) |
| | Autres commerces | - 0,046 | (0,018) *** | - 0,055 | (0,023) ** |
| Taille de l'entreprise | <i>0 à 2 salariés</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | 3 à 9 salariés | 0,007 | (0,022) | - 0,010 | (0,021) |
| | 10 à 49 salariés | 0,024 | (0,019) | 0,013 | (0,022) |
| | 50 à 49 salariés | 0,057 | (0,022) *** | 0,035 | (0,026) |
| | 500 salariés et + | 0,129 | (0,026) *** | 0,158 | (0,042) *** |
| Région parisienne | | 0,031 | (0,023) | 0,064 | (0,026) ** |
| Temps d'accès au premier emploi | | 0,002 | (0,001) *** | 0,001 | (0,005) |
| Nature du contrat | <i>CDI</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | CDD | 0,049 | (0,015) *** | 0,008 | (0,018) |
| | intérim | 0,065 | (0,018) *** | 0,086 | (0,038) ** |
| | saisonnier | - 0,011 | (0,029) | 0,070 | (0,062) |
| Catégorie professionnelle | Ouvriers et employés non qualifiés | - 0,061 | (0,013) *** | - 0,048 | (0,022) ** |
| | <i>Ouvriers et employés qualifiés</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | Professions intermédiaires et cadres | 0,009 | (0,025) | 0,055 | (0,031) * |
| λ_M | | 0,067 | (0,026) *** | 0,096 | (0,036) *** |
| λ_T | | - 0,114 | (0,081) | - 0,185 | (0,129) |
| | | N = 1 393 | R ² = 0,15 | N = 766 | R ² = 0,165 |

Lecture : ce tableau présente les résultats de l'estimation des équations de salaire par la méthode d'Heckman étendue à un double effet de sélection. Les symboles *, ** et *** représentent les seuils de significativité statistique, respectivement à 10 %, 5 % et 1 %. Par rapport à une petite entreprise, le fait d'être embauché dans une grande entreprise apporte un gain salarial d'environ 13 % (logarithme du salaire d'embauche) pour les apprentis mobiles. Les calculs sont faits sans utiliser de pondération. Les écarts-type sont entre parenthèses. Ils ont été corrigés (méthode de White : matrice de variance-covariance asymptotique).

Champ : apprentis de niveau CAP-BEP sortis du système éducatif en 2004, en emploi à temps plein.

Source : enquête Génération 2004, Céreq.

plus faibles pour les mobiles (en comparaison de l'industrie prise comme référence). On ne trouve pas un tel effet chez les immobiles. L'effet est même inversé pour la coiffure (effet salarial positif pour les apprenti(e)s qui ont choisi d'y rester). Le taux de rétention est très faible dans ce secteur. Les rares apprentis, ayant été embauchés à l'issue de leur contrat d'apprentissage, bénéficient de bonnes conditions salariales.

- Travailler en région parisienne a un effet positif sur le salaire, pour les immobiles uniquement.

En revanche, d'autres variables ont un effet relativement similaire dans les deux équations de salaires :

- La taille de l'entreprise a une influence importante sur le salaire. Ainsi les apprentis travaillant dans une entreprise de plus de 500 salariés ou de 50 à 499 salariés perçoivent un salaire significativement supérieur à ceux travaillant dans une très petite entreprise.

- Le fait d'échouer au diplôme a un effet curieusement positif sur le salaire d'embauche des apprentis. Ainsi, même si le fait d'avoir échoué au diplôme préparé a un effet très fort sur la probabilité de quitter l'entreprise d'accueil (section II), cela ne pénalise aucunement le niveau de salaire de ces anciens apprentis. Autrement dit, alors que le fait de ne pas avoir réussi le diplôme préparé pénalise fortement la transformation en emploi ordinaire, les quelques non-diplômés qui ont été embauchés en dépit du fait qu'ils n'ont pas réussi leur examen, bénéficient d'une prime salariale. Cet effet peut témoigner de la qualité de l'appariement, qui s'effectue sur d'autres critères que le diplôme. Ainsi, pour les immobiles, ces apprentis ont dû donner satisfaction à leur employeur au cours du contrat d'apprentissage, ils ont donc été retenus par leur entreprise malgré leur échec à l'examen.

- Être embauché sous le statut d'intérimaire se traduit par un salaire significativement supérieur pour les mobiles et les immobiles.

- Relativement aux employés et ouvriers qualifiés, être « ouvrier » ou « employé non-qualifié » se traduit par des salaires plus faibles, alors qu'être dans la catégorie des « cadres » ou « professions intermédiaires » procure des salaires supérieurs (effet significatif pour les immobiles).

Si le niveau de rémunération moyen à l'embauche ne fait pas apparaître de différences sensibles entre les mobiles et les immobiles,

les profils de rémunération entre immobiles et mobiles semblent diverger. Ces différences découlent à la fois d'un effet moyen qui porte sur une meilleure valorisation de certaines variables observées, et sur un effet particulièrement marqué de certaines autres pour les immobiles (parents de catégories sociales supérieures, région parisienne) ou les mobiles (sexe, secteur).

L'évolution des salaires dans le temps

Nous venons d'estimer les effets de la mobilité sur les premiers salaires d'embauche des anciens apprentis. La question des effets salariaux de la mobilité mérite d'être également envisagée sur le moyen terme. En effet, quand un apprenti change d'employeur, son salaire peut connaître une évolution favorable dans le temps. De tels effets ont pu être observés en Allemagne (Bougheas et Georgellis, 2004 ; Von Wachter et Bender, 2006). Les anciens apprentis mobiles ont ainsi tendance à rattraper leur écart initial de salaire avec les immobiles, quelques années après la fin de leur contrat d'apprentissage. Un tel phénomène est-il observé en France ?

La mobilité différée

Analyser les effets de la mobilité à moyen terme nous conduit à prendre en compte un nouveau phénomène : celui de la mobilité différée. En effet, certains apprentis, que nous avons qualifiés « d'immobiles », finissent par quitter l'entreprise. Ils ont certes été recrutés par l'entreprise formatrice à la fin de leur contrat d'apprentissage, mais ils partent au bout d'un certain temps. Dans la période de trois ans qui s'écoule entre leur sortie du système éducatif et le moment de l'enquête, nous pouvons en effet identifier ceux qui sont toujours chez leur maître d'apprentissage, que nous appelons les « immobiles stricts », et ceux qui le quittent durant cette période, que nous appelons les « mobiles différés » (figure). Quant aux apprentis qui ont quitté leur entreprise de formation à la fin du contrat d'apprentissage en 2004, nous les appelons les « mobiles immédiats ».

La mobilité différée est un phénomène important. Environ la moitié des apprentis qui avaient été recrutés par leur entreprise formatrice finit par quitter cette entreprise dans les trois

premières années de vie active. À moyen terme, la mobilité concerne donc la très grande majorité des apprentis de niveau V : seuls 16 % d'entre eux sont toujours chez leur maître d'apprentissage trois ans après la fin du contrat.

La base de données dont nous disposons, nous permet de suivre l'évolution du salaire des apprentis sur cette période de trois ans après leur sortie de la formation. Entre le moment où leur contrat d'apprentissage s'achève en 2004 et le moment de l'enquête (2007), nous constatons que les apprentis qui ont été recrutés par leur entreprise formatrice après leur période d'apprentissage, connaissent des évolutions de salaire différenciées. Le salaire des mobiles différés croît significativement plus vite que celui des immobiles stricts (tableau 4). Au bout de trois ans, ce sont les apprentis mobiles différés qui atteignent les niveaux de salaires les plus élevés. La situation des immobiles stricts ne se distingue pas de celle des mobiles immédiats (que ce soit en termes de niveau ou d'évolution des salaires).

Afin d'approfondir l'analyse de ce phénomène, nous estimons une nouvelle fois les équations de salaires des différentes catégories d'apprentis. La variable expliquée est le logarithme du salaire du dernier emploi occupé en 2007. Nous utilisons également de nouvelles variables explicatives. Les variables retenues décrivent

les caractéristiques des apprentis, leur insertion (nombre de séquences de non-emploi depuis 2004 et nombre de mois passés en non-emploi), leur ancienneté dans l'entreprise, le fait d'avoir bénéficié d'une promotion ou d'un changement de poste dans l'entreprise où ils travaillent au moment de l'enquête en 2007, la nature de leur contrat de travail en 2007 (CDD, intérim, emploi saisonnier), la catégorie professionnelle (ouvrier ou employé non-qualifiés, qualifiés, professions intermédiaires et cadres), ainsi que certaines caractéristiques de leurs entreprises (secteur, taille). L'échantillon est restreint aux apprentis qui occupent un emploi à temps plein en 2007. Nous traitons l'ensemble de ces variables, et notamment celles relatives à la trajectoire, comme exogènes. Nous considérons comme endogènes uniquement les phénomènes de mobilité.

Mobiles immédiats, mobiles différés et immobiles stricts : quels effets de sélection ?

Notre objectif est d'estimer les équations de salaire des sous-échantillons S_1 , S_2 et S_3 (figure). Au bout de trois ans, il n'apparaît plus pertinent de prendre en compte un double effet de sélection entre le fait d'être mobile et le fait d'être employé à temps plein. Un *probit* bivarié

Figure

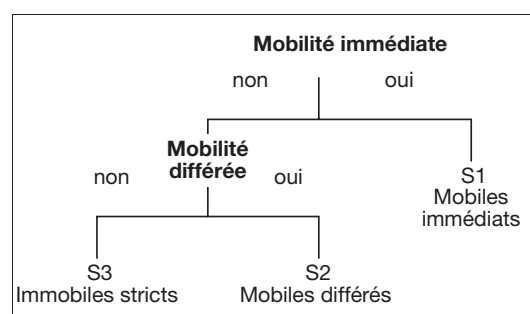


Tableau 4
Évolution salariale en fonction des différents types de mobilité

| | Salaire moyen d'embauche 2004 en euros | Salaire moyen 2007 en euros | N | Accroissement en % |
|-------------------|--|-----------------------------|-------|--------------------|
| Immobiles stricts | 1 095 | 1 277 | 395 | + 16 |
| Mobiles différés | 1 078 | 1 351 | 314 | + 25 |
| Mobiles immédiats | 1 102 | 1 278 | 1 306 | + 16 |

Lecture : ce tableau présente les salaires moyens nets mensuel, primes incluses, en euros que les apprentis ont perçus à deux dates différentes : dans leur premier emploi et dans l'emploi qu'ils occupaient à la date de l'enquête en 2007.

L'échantillon est restreint à ceux qui ont un emploi à temps plein en 2007.
Champ : apprentis de niveau CAP-BEP sortis du système éducatif en 2004.
Source : enquête Génération 2004, Céreq.

(non reproduit ici) montre en effet qu'il n'y a plus de corrélation significative entre ces deux phénomènes⁴. Au bout de trois ans, 94,4 % des immobiles et 91,4 % des mobiles sont à temps plein. Les mobiles ont en quelque sorte rattrapé leur retard en termes d'emploi à temps plein. En revanche, il est nécessaire de prendre en compte un autre double effet de sélection : celle de la mobilité différée et celle de la mobilité immédiate. En effet, comme la probabilité de quitter l'entreprise d'apprentissage est endogène (sections précédentes), on ne peut travailler ensuite, sans tenir compte de cette endogénéité, sur la sous-population des personnes n'ayant pas connu une mobilité immédiate. Nous aurions en effet un biais d'échantillon, puisque nous sélectionnons (de façon non aléatoire) les apprentis ayant obtenu leur premier emploi dans leur entreprise formatrice. Pour résoudre cette question, nous retenons un modèle *probit* bi-varié avec sélection d'échantillon (Greene, 2012) dont l'utilisation permet la modélisation simultanée de la mobilité et de la mobilité différée. Nous considérons d'abord une première équation visant à expliquer la mobilité. Cette équation permet de sélectionner la partie de l'échantillon, constituée des individus ayant été recrutés par l'entreprise où ils ont effectué leur apprentissage, pour estimer la deuxième équation dont la variable dépendante est la mobilité différée. Cette stratégie permet explicitement de tenir compte de la possible corrélation entre les termes d'erreur des deux équations et, par conséquent, de savoir si les variables omises dans l'équation de mobilité sont liées à celles omises dans l'équation de mobilité différée.

Considérons les équations suivantes, dont l'équation (1) vue plus haut :

$$M_i = \begin{cases} 1 \text{ si } M_i^* = \beta_M X'_{Mi} + u_i > 0 \\ 0 \text{ si } M_i^* = \beta_M X'_{Mi} + u_i \leq 0 \end{cases} \quad (1)$$

$$D_i = \begin{cases} 1 \text{ si } D_i^* = \beta_D X'_{Di} + w_i > 0 \\ 0 \text{ si } D_i^* = \beta_D X'_{Di} + w_i \leq 0 \end{cases} \quad (3)$$

L'équation (1) définit une variable dichotomique qui indique si un apprenti est mobile ou non à l'issue de la période de formation. Dans un second temps, conditionnellement au fait d'être resté chez son maître d'apprentissage, l'équation (3) définit une variable dichotomique qui indique si l'apprenti a fini par quitter ou non cette entreprise (mobilité différée).

D n'est observé que si $M = 0$. Nous avons donc trois sous-échantillons mutuellement exclusifs et non aléatoires : celui des mobiles immédiats ($M = 1$), celui des immobiles stricts ($M = 0$ et $D = 0$) et celui des mobiles différés ($M = 0$ et $D = 1$).

Pour estimer les équations de salaire des sous-échantillons S_1 , S_2 et S_3 , nous utilisons une nouvelle fois la procédure en deux étapes de Tunali (1986) : dans un premier temps, les équations (1) et (3) sont estimées simultanément par un *probit* bivarié. Dans un second temps, les équations de salaire de S_2 et S_3 sont estimées (MCO) avec deux régresseurs supplémentaires, dénotés λ_M et λ_D , calculés à partir des paramètres de la première étape (cf. annexe II, méthodologique). L'échantillon concerne les anciens apprentis qui ont un emploi à temps plein en 2007 ; comme pour la section précédente nous avons éliminé ceux qui étaient en contrat d'alternance. Au total, nous détenons 2 015 observations exploitables.

Les variables utilisées pour le *probit* relatif à la mobilité différée ne sont pas exactement les mêmes que celles utilisées pour le *probit* réalisé sur la mobilité initiale. L'enquête *Génération 2004* nous fournit d'autres éléments pour appréhender la mobilité différée, notamment la nature du contrat de travail du premier emploi (CDI, CDD, intérim). Les apprentis immobiles n'ayant pas tous été recrutés en CDI par la firme formatrice, on peut s'attendre à ce que le fait d'être recruté en contrat atypique, influence fortement la probabilité de changer d'employeur au cours des trois premières années.

Équations de salaire trois ans après la fin du contrat d'apprentissage

Le tableau c (annexe I) présente les résultats de l'estimation du *probit* bi-varié. On trouve dans la colonne de gauche les estimations de la mobilité immédiate et dans la colonne de droite celle de la mobilité différée. Notons tout d'abord que le coefficient de corrélation est non significatif. Le résultat du test de LR montre que l'hypothèse $H_0 (\rho = 0)$ ne peut être rejetée au seuil de 10 %. Cela signifie que le résultat obtenu par l'estimation conjointe du modèle bivarié n'est pas

4. Pour ce *probit*, $\rho_{(P,M)} = -0,054 (0,064)$ est non significatif à 10 %. Cela est confirmé par un test LR : on ne peut rejeter l'hypothèse de nullité du coefficient de corrélation (LR test ($\rho = 0$): $Chi2(0) = 0,70$, $Prob > Chi2 = 0,4022$).

significativement différent de celui obtenu par l'estimation séparée des deux modèles *probit*.

Commençons par analyser les variables dont les effets sont identiques sur la mobilité immédiate et la mobilité différée. Il s'agit surtout de la variable « taille de l'entreprise ». Les grandes entreprises ont tendance à conserver davantage leurs salariés. Cet effet est plus prononcé pour la mobilité différée (coefficient de même signe mais de valeur supérieure). De la même façon, le fait d'avoir bénéficié d'un maître d'apprentissage disponible pendant la période d'apprentissage réduit la mobilité immédiate, comme la mobilité différée. C'est un effet qui mérite d'être souligné : l'impact de la qualité de l'accueil dans l'entreprise formatrice se prolonge sur le moyen terme en réduisant la mobilité au-delà de la période de formation.

L'effet d'autres variables s'estompe, voire disparaît dans le temps. Elles ont un effet significatif sur la mobilité immédiate, mais plus sur la mobilité différée. Le fait d'avoir échoué au diplôme a un effet significatif sur la probabilité de quitter l'entreprise après l'apprentissage, mais n'en a plus sur la mobilité différée. Interprétation possible : les non-diplômés qui sont retenus par leur entreprise d'embauche en dépit de leur échec à l'examen ont donné satisfaction à leur employeur et l'entreprise n'a plus de raison de vouloir s'en séparer. Le même phénomène s'observe pour le fait d'être une femme. De la même façon, les raisons évoquées pour expliquer l'arrêt des études en 2004 ont un effet sur la mobilité immédiate (notamment le fait d'avoir trouvé un emploi, d'avoir été refusé à un niveau supérieur ou d'avoir désiré entrer dans la vie active) mais n'ont plus aucun effet sur la mobilité différée ; seul l'impact du fait d'avoir arrêté ses études pour des raisons financières perdure dans le temps et limite la mobilité, tant initiale que différée.

L'effet de certaines variables s'inverse dans le temps. C'est le cas des variables relatives au secteur d'activité. Le fait de travailler dans la coiffure, l'hôtellerie-restauration, le commerce alimentaire se traduit par une probabilité forte de quitter l'entreprise à l'issue de l'apprentissage. Mais une fois qu'ils ont été embauchés par l'entreprise formatrice, les anciens apprentis ont tendance à rester davantage dans ces secteurs. Le signe des coefficients s'inverse : ils deviennent négatifs et très significatifs dans le bâtiment et les services. Les effets de sélection et d'appariement peut expliquer ce phénomène : d'une part les

entreprises conservent les quelques apprentis, qu'elles ont recrutés de façon sélective, et les apprentis qui ont décidé de rester dans l'entreprise d'accueil le font en connaissance des conditions de travail spécifiques à ces secteurs. Ceux qui n'ont pas fui ces secteurs, y restent, d'autant plus qu'ils exercent une activité qu'ils ont choisie.

Notons pour finir que le terme d'un contrat atypique (intérim, CDD) explique une part importante de la mobilité différée. Une grande partie des jeunes salariés sont amenés à trouver un autre employeur lorsqu'un tel contrat s'achève. La part des apprentis qui trouvent un premier emploi sous ce type de statut n'est d'ailleurs pas négligeable : le premier emploi est pour 31 % des apprentis en CDD et pour 24 % en intérim (tableau a, annexe).

En ce qui concerne les équations de salaire (tableau 5), l'analyse des biais de sélection est particulièrement intéressante. Pour les immobiles stricts, seul le biais de sélection de la mobilité immédiate est significatif et le coefficient de λ_M est très élevé (0,10). Pour ces derniers, qui sont toujours chez leur maître d'apprentissage au bout de trois ans, les facteurs inobservés qui ont influencé la décision de rester dans l'entreprise formatrice continuent d'avoir un effet sur les salaires de 2007. On retrouve également un biais de sélection significatif associé à λ_M pour le sous-échantillon des mobiles immédiats. Les mécanismes inobservés qui amènent à rester ou partir de l'entreprise d'accueil continuent d'influencer les niveaux de salaire trois ans plus tard. En revanche, pour les mobiles différés, seul le biais de sélection de la mobilité différée est significatif et le coefficient de λ_D est également assez élevé (0,078). Ces résultats paraissent cohérents et soulignent l'importance de corriger les deux types de biais de sélection sur les salaires à trois ans.

Un certain nombre de variables ayant un effet sur le salaire d'embauche ont également une influence sur le salaire de 2007. L'effet de la taille de l'entreprise est très important sur le salaire à trois ans. Travailler dans une grande entreprise permet d'obtenir des salaires plus élevés, quel que soit le sous-échantillon. Le fait d'être une femme est toujours pénalisant sur le salaire trois ans après la sortie de formation, mais il est encore plus pénalisant d'être une femme si l'on est immobile. À noter que le phénomène était inverse lors de la première embauche : les femmes mobiles étaient davantage pénalisées que les immobiles. On peut en

déduire que le processus de recherche d'emploi semble bénéfique pour les femmes mobiles : elles améliorent relativement leur position salariale au cours du temps.

La décomposition en plusieurs sous-populations est particulièrement intéressante, notamment par rapport aux nouvelles variables introduites. On remarque en effet que les facteurs ayant un

Tableau 5
Mobiles immédiats, mobiles différés et immobiles stricts
Estimation des déterminants du salaire à trois ans (en 2007)

| | | Mobiles immédiats | | Mobiles différés | | Immobiles stricts | | | | | | | |
|-------------------------------|--------------------------------------|-------------------|-------------|------------------------|-------------|-------------------|-------------|------------------------|-------------|---------|--|------------------------|--|
| | | Valeur | Écart-type | Valeur | Écart-type | Valeur | Écart-type | | | | | | |
| Constante | | 7,152 | (0,037) | 6,971 | (0,067) | 6,746 | (0,176) | | | | | | |
| Sexe | <i>Homme</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | | | | | | |
| | Femme | - 0,062 | (0,017) *** | - 0,101 | (0,030) *** | - 0,140 | (0,029) *** | | | | | | |
| Situation des parents | Parents cadres | 0,016 | (0,011) | - 0,001 | (0,025) | - 0,004 | (0,018) | | | | | | |
| | Parents immigrés | 0,003 | (0,013) | 0,067 | (0,036) * | 0,018 | (0,021) | | | | | | |
| Échec au diplôme | | 0,001 | (0,012) | - 0,001 | (0,030) | - 0,010 | (0,027) | | | | | | |
| Secteur | Agriculture | - 0,051 | (0,035) | - 0,134 | (0,047) *** | 0,003 | (0,059) | | | | | | |
| | <i>Industrie</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | | | | | | |
| | Bâtiment | 0,031 | (0,017) * | 0,020 | (0,038) | 0,033 | (0,039) | | | | | | |
| | Hôtellerie-restauration | - 0,034 | (0,029) | - 0,055 | (0,039) | - 0,029 | (0,040) | | | | | | |
| | Coiffure | - 0,118 | (0,028) *** | 0,022 | (0,050) | 0,134 | (0,131) | | | | | | |
| | Services | 0,012 | (0,017) | 0,001 | (0,042) | 0,101 | (0,055) * | | | | | | |
| | Commerce alimentaire | - 0,044 | (0,022) ** | - 0,108 | (0,053) ** | - 0,026 | (0,043) | | | | | | |
| | Autres commerces | - 0,057 | (0,015) *** | - 0,087 | (0,036) ** | - 0,023 | (0,037) | | | | | | |
| Taille | <i>0 à 2 salariés</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | | | | | | |
| | 3 à 9 salariés | - 0,004 | (0,019) | - 0,004 | (0,038) | 0,027 | (0,025) | | | | | | |
| | 10 à 49 salariés | 0,003 | (0,019) | 0,048 | (0,041) | 0,034 | (0,030) | | | | | | |
| | 50 à 499 salariés | 0,073 | (0,020) | 0,087 | (0,048) * | 0,064 | (0,044) | | | | | | |
| | 500 salariés et plus | 0,129 | (0,027) *** | 0,133 | (0,059) ** | 0,125 | (0,051) ** | | | | | | |
| Nb de séquences d'emploi | | - 0,008 | (0,006) | 0,040 | (0,010) *** | | | | | | | | |
| Nb de mois en non-emploi | | - 0,002 | (0,001) ** | 0,001 | (0,003) | 0,001 | (0,011) | | | | | | |
| Nb de séquences de non-emploi | | - 0,004 | (0,006) | - 0,031 | (0,016) ** | 0,011 | (0,056) | | | | | | |
| Ancienneté | | - 0,001 | (0,001) * | 0,001 | (0,001) | 0,007 | (0,004) | | | | | | |
| Évolution professionnelle | <i>Sans changement</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | | | | | | |
| | Changement de poste | 0,033 | (0,015) ** | - 0,030 | (0,043) | 0,046 | (0,025) * | | | | | | |
| | Promotion | 0,075 | (0,020) *** | 0,066 | (0,058) | 0,108 | (0,026) *** | | | | | | |
| Nature du contrat | <i>CDI</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | | | | | | |
| | CDD | - 0,047 | (0,016) *** | - 0,047 | (0,032) | - 0,049 | (0,040) | | | | | | |
| | Intérim | - 0,038 | (0,016) ** | - 0,022 | (0,034) | 0,067 | (0,142) | | | | | | |
| | Saisonnier | - 0,087 | (0,035) ** | 0,086 | (0,052) * | | | | | | | | |
| Région Parisienne | | 0,086 | (0,016) *** | 0,010 | (0,031) | 0,055 | (0,028) ** | | | | | | |
| Catégorie professionnelle | Ouvriers et employés non qualifiés | - 0,040 | (0,011) *** | - 0,061 | (0,029) ** | - 0,016 | (0,030) | | | | | | |
| | <i>Ouvriers et employés qualifié</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | | | | | | |
| | Professions intermédiaires et cadres | 0,038 | (0,020) * | 0,049 | (0,035) | 0,042 | (0,034) | | | | | | |
| λ_M | 0,023 | | (0,011) ** | 0,065 | | (0,048) | 0,107 | | (0,037) *** | | | | |
| λ_D | - | | - | 0,078 | | (0,043) * | 0,006 | | (0,050) | | | | |
| | | N = 1 306 | | R ² = 0,181 | | N = 314 | | R ² = 0,281 | | N = 395 | | R ² = 0,251 | |

Lecture : ce tableau présente les résultats de la deuxième étape de l'estimation par la méthode d'Heckman. Les symboles *, ** et *** représentent les seuils de significativité statistique, respectivement à 10 %, 5 % et 1 %.

Les écarts-type sont entre parenthèses. Ils ont été corrigés (matrice de variance-covariance asymptotique).

Champ : apprentis de niveau CAP-BEP sortis du système éducatif en 2004, en emploi à temps plein.

Source : enquête Génération 2004, Céreq.

effet significatif sur l'évolution des salaires ne sont pas les mêmes selon que les apprentis sont mobiles immédiats, mobiles différés ou immobiles stricts (*slope effect*) :

- Pour les mobiles immédiats et différés, on note un effet significatif et négatif du nombre de séquences de non-emploi qui témoigne de l'impact des difficultés d'insertion des mobiles sur leur niveau de salaire. Plus l'insertion est difficile, moins le salaire à trois ans est élevé.

- Pour les mobiles différés, le nombre total de séquences d'emploi sur la période de trois ans a un effet positif et significatif sur le salaire final. Ce phénomène est cohérent avec un processus de *search* conduisant progressivement à des appariements de meilleure qualité.

- Pour les immobiles stricts et les mobiles immédiats, l'effet des promotions et des changements de postes dont ils ont pu bénéficier dans l'entreprise est fort et très significatif. Cet effet n'est pas significatif pour les mobiles différés qui n'ont peut-être pas encore eu l'occasion de bénéficier de telles évolutions professionnelles étant donnée leur plus faible ancienneté dans l'entreprise.

- Le fait de travailler en région parisienne a un effet positif particulièrement fort sur le niveau de salaire des mobiles immédiats. Cet effet n'existait pas au moment de l'embauche. Pour les immobiles stricts, cet effet est également présent mais moins marqué. Pour les mobiles différés, il n'est pas significatif.

- L'effet du secteur est très important pour les mobiles immédiats (travailler dans le commerce, le commerce alimentaire, la coiffure et le bâtiment est pénalisant). Cet effet est également présent pour les mobiles différés mais à un degré moindre. Il n'est pratiquement jamais significatif pour les immobiles stricts.

- La nature du contrat de travail influence le niveau de salaire uniquement pour les mobiles immédiats. Être embauché en CDD, en intérim ou être saisonnier pèse négativement et fortement sur le salaire. Cet effet est plus marquant pour les mobiles, plus fréquemment embauchés sur ces types de contrat.

- La catégorie professionnelle influence le salaire des mobiles immédiats et des mobiles différés, pas celui des immobiles stricts. Le fait d'être ouvrier ou employé non qualifié se traduit par des salaires inférieurs relativement aux ouvriers et employés qualifiés.

Par ailleurs, l'ancienneté a un effet pratiquement nul. Cela s'explique en partie par le fait que les

individus concernés sont jeunes et ont donc une ancienneté faible (moins de 3 ans), résultat que l'on trouvait déjà chez Simonnet et Ulrich (2000). On peut noter que le fait d'avoir échoué au diplôme préparé n'a plus d'effet significatif sur le salaire à trois ans, alors qu'il en avait lors de la première embauche.

En distinguant les mobiles immédiats et les mobiles différés, nous mettons en évidence l'importance de l'effet de proximité avec l'entreprise d'accueil. Seule la mobilité différée apparaît particulièrement payante sur le plan de la progression salariale. La mobilité immédiate l'est beaucoup moins. Les jeunes qui quittent l'entreprise où ils ont été formés juste après la fin de la période d'apprentissage connaissent des évolutions de salaire beaucoup moins favorables. De ce point de vue, nous retrouvons des résultats conformes à ceux des travaux allemands. Ainsi, Euwals (1997), Harhoff et Kane (1997) et Acemoglu et Pischke (1998) mettent en évidence le même phénomène. Pour les individus, il est préférable, en termes salariaux, de trouver un autre employeur après avoir été embauché par l'entreprise formatrice que de quitter l'entreprise à l'issue de la période d'apprentissage. Bougheas et Georgellis (2004) montrent également que les apprentis quittant leur entreprise immédiatement après la période de formation, ont des salaires inférieurs à ceux qui la quittent plus tardivement ou qui y restent. Cela peut être expliqué par le fait qu'un départ précoce peut être interprété comme un signal négatif : les apprentis mobiles immédiats peuvent être considérés comme des individus auxquels l'entreprise formatrice n'a pas proposé d'embauche à l'issue de l'apprentissage. À l'inverse, les apprentis mobiles différés rassurent les employeurs potentiels, dans la mesure où les maîtres d'apprentissage les ont gardés au-delà de la période de formation.

Ces résultats peuvent être mis en relation avec les réponses qu'ont apportées une partie des apprentis au questionnaire complémentaire de l'enquête *Génération 2004* concernant les motifs de départ⁵. Une part non négligeable des changements d'entreprise est volontaire.

5. Ces questions ne concernent que les séquences ayant débuté après la sortie du système éducatif. Les apprentis ne sont donc pas interrogés sur les raisons qui les ont poussés à quitter leur entreprise formatrice, mais sur les raisons qui les ont amenés à quitter leur premier employeur post-apprentissage. Pour les apprentis mobiles différés, la première séquence d'emploi concerne l'entreprise formatrice, ce n'est pas le cas pour les mobiles immédiats. La comparaison est donc délicate. Par ailleurs le taux de non-réponse à ces questions est très élevé (80 %). Nous n'avons donc pas pu les utiliser dans nos estimations.

La démission est évoquée dans 32 % des cas pour les mobiles immédiats et dans 45 % des cas pour les mobiles différés (les autres raisons étant la fin du contrat de travail, le licenciement ou la fermeture de l'établissement). C'est la principale cause de départ pour les mobiles différés. Lorsque les jeunes salariés démissionnent, les raisons salariales sont mises en avant dans 30 % des cas pour les mobiles différés et dans 21 % des cas pour les mobiles immédiats. Les apprentis recherchent également un travail plus intéressant et des conditions de travail moins pénibles. Nous sommes donc bien ici en présence d'une logique de *search*. Ce processus s'étend dans le temps et n'est certainement pas achevé sur la période des trois ans étudiée. Néanmoins, l'effet négatif du nombre de périodes de non emploi sur le salaire montre que les difficultés du processus d'insertion pèsent sur les trajectoires salariales de certains des apprentis mobiles.

* *

*

La mobilité est un phénomène important pour les apprentis du niveau V. À l'issue de la période de formation, plus des deux tiers d'entre eux ne sont pas recrutés par leur entreprise d'accueil. Dans la période d'insertion qui suit leur sortie du système éducatif, cette mobilité se poursuit. Au bout de trois ans, seuls 16 % sont toujours chez leur maître d'apprentissage. Nous avons montré que les phénomènes de mobilité sont complexes et ne peuvent s'interpréter à l'aide d'un modèle unique. Ils mêlent des comportements volontaires de la part des apprentis et des mécanismes de sélection / rejet de la part des employeurs. Si certains éléments laissent penser que les jeunes passés par l'apprentissage ont un rôle actif dans le phénomène de mobilité, les modèles se positionnant uniquement du côté des individus ne permettent cependant d'expliquer qu'une part de ce phénomène. Les entreprises jouent en effet un rôle structurant dans la mobilité immédiate des apprentis, en décidant de recruter ou non les apprentis qu'elles ont formés. La fin de la période de formation est souvent le moment où l'entreprise se sépare du jeune dont elle n'envisage pas le recrutement sur un autre type de contrat de travail. L'apprentissage peut donc ainsi jouer le rôle d'une période de test au cours de laquelle la qualité du jeune est éprouvée. Cette pratique est particulièrement importante au niveau V, où les politiques de mobilisation de la main-d'œuvre se traduisent par des flux importants d'apprentis

vers des petites entreprises, dans lesquelles ils ne sont pas destinés à rester.

Nos résultats montrent qu'il n'y a pas d'importante différence de salaire entre les apprentis mobiles et les apprentis qui sont restés chez leur maître d'apprentissage juste après la période de formation. Mais si l'on adopte un point de vue dynamique, nos résultats montrent aussi que les gains salariaux associés à la mobilité, apparaissent particulièrement forts pour les mobiles différés, c'est-à-dire pour ceux qui ont d'abord été recrutés par leur entreprise à l'issue de la formation avant de changer d'employeur. Les apprentis qui restent dans l'entreprise qui les a formés bénéficient d'un effet de proximité qui a déjà été souligné dans d'autres travaux portant sur l'insertion des apprentis (Sollogoub et Ulrich, 1999 ; Bonnal *et al.*, 2003). Nos résultats montrent que cet effet de proximité se double d'un effet dynamique. L'effet de proximité joue non seulement à la fin du contrat d'apprentissage (meilleure qualité de l'emploi à l'embauche lorsque l'on reste chez son maître d'apprentissage), mais il joue également sur le moyen terme pendant toute la phase d'insertion qui se caractérise par différentes formes de mobilité. Dans le processus de quête d'emploi, il semblerait que ce soit les mobiles différés qui réussissent le mieux.

Certaines questions restent toujours en suspens. Les hausses de salaires qui accompagnent la mobilité des apprentis proviennent-elles d'une augmentation de la productivité de l'apprenti ou du passage d'une entreprise à bas salaire (qui paie mal tous ses salariés) à une entreprise à haut salaire (qui paie bien tous ses salariés) ? Certains éléments laissent entrevoir une telle réponse dans nos résultats. Les petites entreprises sont surreprésentées dans l'accueil d'apprentis et sous-représentées dans le recrutement d'apprentis formés. Alors que la majorité des salariés exercent une activité dans des établissements de plus de 50 salariés, l'apprentissage se concentre dans des entreprises de plus petite taille : 41 % des apprentis sont en 2010 dans des entreprises de moins de cinq salariés (Sanchez, 2011). Au niveau V, l'apprentissage se déroule principalement dans un nombre restreint de secteurs d'activité (la coiffure, l'hôtellerie-restauration, la réparation automobile, le commerce de détail spécialisé, le bâtiment et l'artisanat alimentaire) qui sont surreprésentés au regard de leur poids dans la population active salariée. Par ailleurs, ces secteurs présentent une grande instabilité de l'emploi. Ils se caractérisent par un taux de recrutement de jeunes important

(de 4 à 10 %) et par un renouvellement de leur main-d'œuvre très élevé (de 20 à 30 %). Pour ce type d'entreprises, on peut considérer que l'apprentissage occupe une fonction d'alimentation en main-d'œuvre ; les jeunes y constituent une main-d'œuvre sans cesse renouvelée (Léné, 2002). À l'opposé, les grandes entreprises, l'industrie et les entreprises qui accueillent des apprentis plus diplômés, conservent davantage leurs apprentis, à la fin du contrat comme sur moyenne période. C'est d'ailleurs cohérent avec le fait qu'elles supportent des coûts de formation plus élevés et qu'elles mettent plus de temps à recouvrer cet investissement (Fougère et Schwerdt, 2002).

Si une telle hypothèse était vérifiée, nous devrions prendre en compte un phénomène de sélection à l'entrée en apprentissage (*sorting effect*). Les apprentis ne se répartissent pas aléatoirement dans les entreprises. Les meilleures entreprises attirent davantage et sont capables de sélectionner et de retenir les meilleurs candidats, les jeunes les plus capables

de suivre la formation ou les plus motivés (Winkelmann, 1996). Si la population des apprentis mobiles provient de façon disproportionnée d'entreprises où le taux de mobilité est élevé, il conviendrait de corriger ce biais. On peut en effet imaginer que ces entreprises sont moins sélectives à l'entrée et qu'elles dispensent une formation de moins bonne qualité. En utilisant la méthodologie d'Abowd *et al.* (1999), qui utilisent des enquêtes appariées employeurs-employés, Von Wachter et Bender (2006) montrent qu'un tel processus est à l'œuvre dans le système de formation allemand et qu'il concourt à expliquer une part des baisses de salaire que connaissent les apprentis mobiles. Ce genre d'analyse permet de considérer les politiques de rémunération, de promotion ou de mobilité, mises en place par les entreprises. Ces travaux ouvrent des pistes importantes pour la compréhension de la mobilité des apprentis, mais nécessitent des bases de données permettant d'identifier l'employeur de chaque individu (type DADS) ; ce que ne permet pas l'enquête *Génération 2004*. □

BIBLIOGRAPHIE

Abowd J. M., Kramarz F. et Margolis D. N. (1999), « High wage workers and high wage firms », *Econometrica*, vol. 67, n° 2, mars, pp. 251-333.

Abowd J. M., Kramarz F. et Roux S. (2006), « Wages, Mobility and Firm Performance: Advantages and Insights from Using Matched Worker-Firm Data », *Economic Journal*, vol. 116, n° 512, pp. F245-F285.

Abriac D., Rathelot R. et Sanchez R. (2009), « L'apprentissage, entre formation et insertion professionnelles », *Insee Références*, Formations et Emploi, juin.

Acemoglu D. et Pischke J.-S. (1998), « Why do firms train? Theory and evidence », *Quarterly Journal of Economics*, février, pp. 79-119.

Alet E. et Bonnal L. (2013), « L'apprentissage : un impact positif sur la réussite scolaire des niveaux V », *Économie et Statistique*, n° 454, pp. 3-22.

Amuedo-Dorantes C. et Serrano-Padial R. (2007), « Wage growth implications of fixed-term employment: An analysis by contract duration and

job mobility », *Labour Economics*, vol. 14, n° 5, pp. 829-847.

Arrighi J.-J. et Joseph O. (2005), « L'apprentissage : une idée simple, des réalités diverses », *Cereq-Bref*, n° 223.

Bartel A. P. et Borjas G. (1981), « Wage Growth and Job Turnover: An Empirical Analysis », dans Rosen S. (ed.), *Studies in Labor Markets*, University of Chicago Press, Chicago, pp. 65-84.

Bonnal L., Mendes S. et Sofer C. (2003), « School-to-work transition: Apprenticeship versus vocational school in France », *International Journal of Manpower*, vol. 23, n° 5, pp. 426-442.

Bonnal L., Favard P. et Mendes-Clément S. (2006), « Peut-on encore occuper un emploi qualifié après un CAP ou un BEP ? », *Économie et Statistique*, n° 388-389, pp. 85-106.

Bougheas S. et Georgellis Y. (2004), « Early Career Mobility and Earning Profiles of German Apprentices: Theory and Empirical Evidence », *Labour: Review of Labour Economics and Industrial Relations*, vol. 18, n° 2, pp. 1525-1542.

- Burdett K. (1978)**, « A Theory of Employee Job Search and Quit Rates », *The American Economic Review*, Vol. 68, n° 1, pp. 212-220.
- Cart B. et Joseph O. (2013)**, « Les effets du passage par l'apprentissage sur l'insertion des jeunes », *Biennale du Céreq*, Paris, 19 septembre.
- Clark D. (2001)**, « Matching, Screening and Firm Investment in General Training: Theory and Evidence », séminaire du Laboratoire de Microéconométrie, Crest, 15 novembre.
- Crusson L. (2010)**, « Les apprentis sortis du système scolaire en 2004 », *Dares Analyses*, n° 077, novembre.
- Euwals R. (1997)**, *Empirical studies of individual labour market behaviour*, Dissertation series n°31, Centre for Economic Research, Tilburg University.
- Euwals R. et Winkelmann R. (2002)**, « Mobility after apprenticeship - Evidence from register data », *Applied Economics Quarterly*, vol. 48, n° 3-4, pp. 256-278.
- Farber H.S. (1994)**, « The Analysis of Interfirm Worker Mobility », *Journal of Labor Economics*, vol. 12, n° 4, octobre, pp. 554-593.
- Fougère D. et Schwerdt W. (2002)**, « Are Apprentices Productive? », *Applied Economics Quarterly*, vol. 48, n° 3-4, pp. 317-346.
- Goux D. et Maurin E. (2000)**, « Returns to firm-provided training: evidence from French worker-firm matched data », *Labour Economics*, vol. 7, pp. 1-19.
- Greene W. (2012)**, *Econometric analysis*, 7th edition, MacMillan Publishing Company, New York.
- Ham J.C. (1982)**, « Estimation of a Labour Supply Model with Censoring Due to Unemployment and Underemployment », *Review of Economic Studies*, vol. 49, n° 157, pp. 335-355.
- Harhoff D. et Kane T.J. (1997)**, « Is the German apprenticeship system a panacea for the U.S. labor market? », *Journal of Population Economics*, vol. 10, n° 2, mai, pp. 171-196.
- Heckman J.J. (1979)**, « Sample selection bias as a specification error », *Econometrica*, vol. 47, pp. 153-161.
- Heitmueller A. (2006)**, « Public-Private Sector Wage Differentials in a Devolved Scotland », *Journal of Applied Economics*, vol. 9, n° 2, pp. 295-323.
- Henneberger F. et Sousa-Poza A. (1998)**, « Estimating wage functions and wage discrimination using data from the 1995 Swiss labour force survey: a double-selectivity approach », *International Journal of Manpower*, vol. 19, n° 7, pp. 486-506.
- Johnson W. (1978)**, « A Theory of Job Shopping », *Quarterly Journal of Economics*, mai, pp. 261-277.
- Jovanovic B. (1979)**, « Job matching and the theory of turn over », *Journal of Political Economy*, vol. 87, n° 5, octobre, pp. 972-990.
- Keith K. et McWilliams A. (1995)**, « The Wage Effects of Cumulative Job Mobility », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 49, n° 1, pp. 121-137.
- Kletzer L. et Fairlie R. (2003)**, « The Long-Term Costs of Job Displacement for Young Adult Workers », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 56, n° 4, pp. 682-698.
- Krashinsky H. (2002)**, « Evidence on Adverse Selection and Establishment Size in the Labor Market », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 56, n° 1, pp. 84-96.
- Lee L.-F. (1978)**, « Unionism and wage rates: a simultaneous equation model with qualitative and limited dependent variables », *International Economic Review*, vol. 19, pp. 415-433.
- Léné A. (2002)**, *Formation, compétences et adaptabilité. L'alternance en débat*, Éditions L'Harmattan, Paris.
- Léné A. (2005)**, « Détournements de main-d'œuvre et externalités de la formation dans un modèle de concurrence imparfaite », *Économie appliquée*, vol. 58, n° 2, juin, pp. 45-70.
- Mincer J. (1986)**, « Wage Changes and Job Changes », dans Ehrenberg R. (ed.), *Research in Labor Economics: A Research Annual*, vol. 8, n° A, pp. 171-197.
- Mincer J. et Jovanovic B. (1981)**, « Labor Mobility and Wages », dans Rosen S. (ed), *Studies in Labor Markets*, University of Chicago Press, Chicago.
- Monaco A. (1993)**, *L'alternance école-production. Entreprises et formations des jeunes depuis 1959*, PUF, Paris.

- Moreau G. (2003)**, *Le monde apprenti*, La Dispute, Paris.
- Sanchez R. (2011)**, « L'apprentissage en 2010 », *Dares Analyses*, n° 089, décembre.
- Sicherman N. et Galor O. (1990)**, « A theory of Career Mobility », *Journal of Political Economy*, vol. 98, n° 1, pp. 169-192.
- Simonnet V. et Ulrich V. (2000)**, « La formation professionnelle et l'insertion sur le marché du travail : l'efficacité du contrat d'apprentissage », *Économie et Statistique*, n° 337-338, pp. 81-95.
- Sollogoub M. et Ulrich V. (1999)**, « Les jeunes en apprentissage ou en lycée professionnel. Une mesure quantitative et qualitative de leur insertion sur le marché du travail », *Économie et Statistique*, n° 323, pp. 31-52.
- Topel R. et Ward M. (1992)**, « Job mobility and the careers of young men », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, n° 2, pp. 439-479.
- Tunali I. (1986)**, « A general structure for models of double-selection and an application to a joint migration/earnings process with remigration », dans Ehrenberg R. (ed.), *Research in Labor Economics*, vol. 8B, JAI Press, Greenwich, CT., pp. 235-283.
- Von Wachter T et Bender S. (2006)**, « In the Right Place at the Wrong Time: The Role of Firms and Luck in Young Workers' Careers », *American Economic Review*, vol. 96, n° 5, pp. 1679-1705.
- Winkelmann R. (1996)**, « Employment prospects and skill acquisition of apprenticeship-trained workers in Germany », *Industrial & Labor Relations Review*, vol. 49, n° 4, Juillet, pp. 658-672.
-

Tableau a
Statistiques descriptives de l'échantillon

En %

| | | Global | Mobiles | Immobiles |
|--|--------------------------------------|--------|---------|-----------|
| Homme | | 84 | 83 | 85 |
| Réussite au diplôme | | 74 | 70 | 86 |
| A des enfants | | 7 | 7 | 7 |
| Taille de l'entreprise d'accueil en apprentissage | De 1 à 4 salariés | 41 | 43 | 35 |
| | De 5 à 9 salariés | 26 | 26 | 26 |
| | De 10 à 19 salariés | 15 | 14 | 16 |
| | De 20 à 49 salariés | 10 | 9 | 12 |
| | Plus de 50 salariés | 8 | 7 | 9 |
| Secteur d'activité de l'entreprise d'accueil | Agriculture | 4 | 3 | 5 |
| | Industrie | 13 | 13 | 13 |
| | Bâtiment | 21 | 20 | 24 |
| | Hôtellerie-restauration | 8 | 8 | 7 |
| | Coiffure | 3 | 3 | 2 |
| | Services | 24 | 26 | 20 |
| | Commerce alimentaire | 10 | 10 | 10 |
| | Autre commerce | 18 | 18 | 19 |
| Horaires atypiques durant le contrat d'apprentissage | A travaillé le samedi | 50 | 50 | 51 |
| | A travaillé le soir | 19 | 18 | 21 |
| | A travaillé la nuit | 7 | 7 | 7 |
| Temps plein à la première embauche | | 90 | 87 | 93 |
| Nature du contrat de travail à la première embauche | CDI | 41 | 28 | 64 |
| | CDD | 31 | 33 | 28 |
| | Intérim | 24 | 34 | 6 |
| | Emploi saisonnier | 3 | 4 | 2 |
| Catégorie professionnelle dans le premier emploi | Ouvriers et employés non qualifiés | 30 | 38 | 18 |
| | Ouvriers et employés qualifiés | 61 | 54 | 74 |
| | Professions intermédiaires et cadres | 8 | 8 | 8 |

Statistiques descriptives de l'échantillon (suite)

En %

| | | Global | Mobiles immédiats | Mobiles différés | Immobiles |
|---|----------------------------------|--------|-------------------|------------------|-----------|
| Nature du contrat de travail 3 ans après la fin du contrat (2007) | CDI | 67 | 60 | 62 | 94 |
| | CDD | 17 | 19 | 21 | 5 |
| | intérim | 15 | 20 | 15 | 1 |
| | Emploi saisonnier | 1 | 1 | 2 | 0 |
| Catégorie professionnelle 3 ans après la fin du contrat (2007) | Ouvrier et employé non qualifiés | 25 | 29 | 26 | 13 |
| | Ouvrier et employé qualifiés | 65 | 62 | 62 | 78 |
| | Prof. Intermédiaires et cadres | 10 | 9 | 12 | 9 |
| Changement de poste dans leur dernière entreprise | | 14 | 15 | 7 | 16 |
| Promotion dans leur dernière entreprise | | 10 | 9 | 8 | 17 |
| Nombre moyen de séquences d'emploi | | 2,1 | 2,2 | 2,7 | 1 |
| Nombre moyen de mois hors de l'emploi | | 4,2 | 5,5 | 3,7 | 0,5 |
| Ancienneté moyenne dans la dernière entreprise (en mois) | | 21,8 | 19,6 | 14,5 | 35,7 |

Tableau b
Probit bi-varié
Facteurs liés à la probabilité d'être mobile et à la probabilité de travailler à temps plein (N = 2 416)

| | | Mobilité | | Temps-plein | |
|---|--|---|-------------|----------------------|---------------|
| | | Valeur | Écart-type | Valeur | Écart-type |
| Constante | | 0,981 | (0,177) | 1,388 | (0,175) |
| Échec au diplôme | | 0,486 | (0,073)*** | - 0,196 | (0,084)** |
| Sexe | <i>Homme</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | Femme | - 0,240 | (0,096)** | - 1,020 | (0,102)*** |
| Situation du père | <i>Père en emploi</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | Père au chômage | 0,288 | (0,240) | - 0,152 | (0,268) |
| | Père inactif | -0,052 | (0,086) | 0,028 | (0,110) |
| Situation de la mère | <i>Mère en emploi</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> * |
| | Mère au chômage | - 0,015 | (0,161) | - 0,341 | (0,185) * |
| | Mère inactive | 0,112 | (0,067) * | - 0,120 | (0,085) |
| Parents cadres | <i>Non</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | Oui | - 0,001 | (0,062) | - 0,064 | (0,080) |
| A un enfant | | 0,002 | (0,114) | 0,168 | (0,140) |
| Handicap et problème de santé | | | | 0,585 | (0,248)** |
| A trouvé l'entreprise d'apprentissage | <i>Par lui-même</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | Par l'intermédiaire du CFA | 0,238 | (0,143) * | - 0,036 | (0,173) |
| | Autre moyen | - 0,253 | (0,094)*** | - 0,049 | (0,124) |
| | Avait déjà travaillé dans l'entreprise | - 0,174 | (0,058)*** | | |
| Arrêt des études en 2004 | <i>Par lassitude</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | Pour des raisons financières | 0,062 | (0,065) | 0,032 | (0,088) |
| | Parce qu'il a trouvé un emploi | - 0,771 | (0,062)*** | 0,143 | (0,083) * |
| | A été refusé au niveau supérieur | 0,288 | (0,115)** | - 0,124 | (0,136) |
| | Pour entrer dans la vie active | 0,185 | (0,073)** | - 0,021 | (0,096) |
| | Autres raisons | 0,202 | (0,087)** | - 0,114 | (0,105) |
| Secteur d'accueil | Agriculture | - 0,097 | (0,158) | - 0,327 | (0,207) |
| | <i>Industrie</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | Bâtiment | - 0,063 | (0,100) | 0,152 | (0,153) |
| | Hôtellerie-restauration | 0,402 | (0,151)*** | - 0,193 | (0,190) |
| | Coiffure | 0,537 | (0,234)** | 0,078 | (0,239) |
| | Services | 0,248 | (0,099)** | - 0,137 | (0,138) |
| | Commerce alimentaire ⁰ | 0,238 | (0,134) * | - 0,136 | (0,177) |
| | Autres commerces | 0,084 | (0,106) | - 0,155 | (0,148) |
| Taille entreprise d'accueil | <i>De 0 à 5 salariés</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | De 6 à 9 salariés | - 0,188 | (0,072)*** | 0,161 | (0,093) * |
| | De 10 à 19 salariés | - 0,268 | (0,086)*** | 0,147 | (0,114) |
| | De 20 à 49 salariés | - 0,357 | (0,098)*** | 0,163 | (0,136) |
| | De 50 salariés et plus | - 0,234 | (0,110)** | 0,477 | (0,172)*** |
| Horaires atypiques | <i>Non</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | A travaillé le samedi | - 0,126 | (0,068) * | - 0,035 | (0,091) |
| | A travaillé le soir | - 0,119 | (0,081) | - 0,187 | (0,104) * |
| | A travaillé la nuit | 0,025 | (0,116) | 0,069 | (0,152) |
| Travaillait comme un autre salarié | | - 0,407 | (0,140)*** | 0,263 | (0,087)*** |
| Présence d'un tuteur | <i>Oui</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | Non | - 0,246 | (0,116)** | | |
| Disponibilité du tuteur | <i>Oui</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | Pas assez | 0,214 | (0,084)*** | | |
| Discrimination à l'embauche | | 0,189 | (0,102) * | | |
| $\rho(M, P)$ | | - 0,224 | | (0,053)*** | |
| Log Likelihood = - 2014 ; | | LR test ($\rho = 0$) : Chi2(0) = 16,8 | | Prob > Chi2 < 0,0001 | |
| Taille des deux sous-échantillons : 1 600 « Oui » / 916 « Non » pour la mobilité ; 2 159 « Oui » / 257 « Non » pour le temps-plein. | | | | | |

Lecture : ce tableau présente les résultats de l'estimation d'un modèle Probit bi-varié. Les symboles *, ** et *** représentent les seuils de significativité statistique respectivement de 10, 5 et 1 %. Écarts-type entre parenthèses.

Champ : apprentis de niveau CAP-BEP sortis du système éducatif en 2004.

Source : enquête Génération 2004, Céreq.

Tableau c
Facteurs liés à la probabilité d'être mobile et d'être mobile différé (probit bivarié) N = 2015

| | | Mobilité immédiate | | Mobilité différée | |
|---|--|--------------------|-------------|---------------------------|-------------|
| | | Valeur | Écart type | Valeur | Écart type |
| Constante | | 1,015 | (0,148) | 0,767 | (0,675) |
| Échec au diplôme | | 0,487 | (0,080) *** | 0,093 | (0,197) |
| Femme | | - 0,342 | (0,118) *** | - 0,114 | (0,209) |
| Situation des parents | Père au chômage | 0,217 | (0,252) | | |
| | Père inactif | - 0,109 | (0,097) | | |
| | Mère au chômage | - 0,030 | (0,173) | | |
| | Mère inactive | 0,088 | (0,077) | | |
| Parents cadres | | 0,017 | (0,067) | - 0,168 | (0,112) * |
| A des enfants | | 0,013 | (0,130) | - 0,175 | (0,214) |
| Discrimination à l'embauche | | 0,208 | (0,112) * | 0,424 | (0,240) * |
| Handicap ou problème de santé | | - 0,119 | (0,144) | - 0,334 | (0,245) |
| A trouvé l'entreprise d'apprentissage | <i>Par lui-même</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | Par l'intermédiaire du cfa | 0,172 | (0,156) | | |
| | Autre moyen | - 0,320 | (0,104) *** | | |
| | Avait déjà travaillé dans l'entreprise | - 0,226 | (0,065) *** | | |
| Arrêt des études en 2004 | <i>Par lassitude</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | Pour des raisons financières | 0,095 | (0,070) | 0,244 | (0,118) ** |
| | Parce qu'il a trouvé un emploi | - 0,771 | (0,067) *** | - 0,194 | (0,254) |
| | A été refusé au niveau supérieur | 0,226 | (0,133) * | - 0,127 | (0,255) |
| | Pour entrer dans la vie active | 0,135 | (0,080) * | - 0,098 | (0,136) |
| | Autres raisons | 0,208 | (0,097) ** | - 0,036 | (0,181) |
| Secteur d'accueil | Agriculture | 0,145 | (0,175) | 0,130 | (0,382) |
| | <i>Industrie</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | Bâtiment | 0,010 | (0,107) | - 0,590 | (0,176) *** |
| | Hôtellerie-restauration | 0,274 | (0,167) * | - 0,102 | (0,271) |
| | Coiffure | 0,558 | (0,311) * | - 0,567 | (0,538) |
| | Services | 0,245 | (0,107) ** | - 0,822 | (0,232) *** |
| | Commerce alimentaire ⁰ | 0,248 | (0,150) * | - 0,332 | (0,290) |
| | Autres commerces | 0,137 | (0,114) | - 0,538 | (0,155) *** |
| Taille entreprise d'accueil | <i>De 0 à 5 salariés</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | De 6 à 9 salariés | - 0,172 | (0,082) ** | - 0,327 | (0,142) ** |
| | De 10 à 19 salariés | - 0,339 | (0,095) *** | - 0,491 | (0,182) *** |
| | De 20 à 49 salariés | - 0,387 | (0,108) *** | - 0,654 | (0,200) *** |
| | De 50 salariés et plus | - 0,252 | (0,115) ** | - 0,959 | (0,205) *** |
| Horaires atypiques | <i>Non</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | A travaillé le samedi | - 0,120 | (0,074) | 0,081 | (0,118) |
| | A travaillé le soir | - 0,063 | (0,088) | 0,138 | (0,146) |
| | A travaillé la nuit | 0,099 | (0,131) | - 0,083 | (0,215) |
| Accompagnement | <i>Présence d'un tuteur</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | Absence de tuteur | - 0,366 | (0,127) *** | - 0,254 | (0,255) |
| | <i>Tuteur disponible</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | Tuteur pas assez disponible | 0,283 | (0,092) *** | 0,263 | (0,198) ** |
| | Travaillait comme un autre salarié | - 0,396 | (0,087) *** | - 0,204 | (0,204) |
| Nature du premier emploi | <i>CDI</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> | <i>réf.</i> |
| | CDD | | | 0,135 | (0,135) *** |
| | intérim | | | 0,310 | (0,310) *** |
| ρ(M, D) | | (- 0,026) | | Pr > t : 0,951 | |
| Log Likelihood : - 1 542 | | test LR (p = 0) | | 0,00 (Pr > Khi-2 = 0,952) | |
| Taille des deux sous-échantillons : 1 306 « Oui » / 709 « Non » pour la mobilité immédiate ; 314 « Oui » / 395 « Non » pour la mobilité différée. | | | | | |

Lecture : ce tableau présente les résultats de l'estimation d'un modèle Probit bi-varié. Les symboles *, ** et *** représentent les seuils de significativité statistique respectivement de 10, 5 et 1 %. Ecarts-type entre parenthèse.

Champ : apprentis de niveau CAP-BEP sortis du système éducatif en 2004.

Source : enquête Génération 2004, Céreq.

**ANNEXE MÉTHODOLOGIQUE :
CORRECTION DU DOUBLE BIAIS DE SÉLECTION EN DEUX ÉTAPES**

Nous détaillons dans cet encadré la méthode développée par Tunalı (1986) pour prendre en compte un double biais de sélection. On peut mentionner un certain nombre de travaux utilisant cette méthode d'estimation en deux étapes : Henneberger et Sousa-Poza (1998), Goux et Maurin (2000), Bougheas et Georgellis (2004) et Heitmueller (2006).

Considérons les deux équations de salaire suivantes :

Pour les mobiles :

$$Y_{1i} = \beta_1 X'_{1i} + e_{1i} \quad (a)$$

Pour les immobiles :

$$Y_{2i} = \beta_2 X'_{2i} + e_{2i} \quad (b)$$

Avec Y_i le log du salaire de l'individu i (variable dépendante), X'_{ji} un vecteur de variables explicatives, e_{ji} le terme d'erreur et β_j les coefficients à estimer. L'index $j = 1, 2$ se réfère donc respectivement à la mobilité et à l'immobilité.

Considérons les deux équations de sélections suivantes :

$$T_i^* = \gamma Z'_i + u_i \quad (c)$$

$$M_i^* = \mu B'_i + v_i \quad (d)$$

Ces équations désignent respectivement les probabilités d'être en emploi à plein temps et d'être mobiles. M^* et T^* sont des variables latentes, Z'_i et B'_i les vecteurs de variables explicatives, γ et μ les coefficients à estimer et u_i et v_i les termes d'erreur relatifs à l'emploi à plein temps et à la mobilité. Lorsque $T_i^* > 0$, $T_i = 1$ ceci indique que l'apprenti est employé à plein temps ; lorsque $T_i^* \leq 0$, $T_i = 0$ l'apprenti n'est pas employé à temps plein. De façon similaire, $M_i = 1$ (lorsque $M_i^* > 0$) indique que l'apprenti est mobile et $M_i = 0$ (lorsque $M_i^* \leq 0$) que l'apprenti est immobile.

On suppose que (u_i, v_i, e_{ij}) suivent conjointement une distribution normale avec une moyenne nulle et une matrice de covariance de type :

$$\Sigma_j = \begin{bmatrix} \sigma_u^2 & \sigma_{uv} & \sigma_{ue_j} \\ & \sigma_v^2 & \sigma_{ve_j} \\ & & \sigma_{e_j}^2 \end{bmatrix}$$

où σ_u^2 et σ_v^2 sont normalisés à l'unité à des fins d'identification.

Les variables dichotomiques T_i et M_i répartissent les individus au sein de différents sous-échantillons. En effet, les deux équations de sélections génèrent quatre régimes de sélection.

La probabilité P_{ji} qu'un individu avec les vecteurs de caractéristiques Z'_i et B'_i se trouve dans l'un de ces quatre sous-échantillons est définie par :

$$P_{1i} = \Pr(T_i = 1, M_i = 1) = \Pr(T_i^* > 0, M_i^* > 0) \\ = \Pr(u_i > -\gamma Z'_i, v_i > -\mu B'_i) \quad (e)$$

$$= G(C_{T^*}, C_{M^*}; \rho)$$

$$P_{2i} = \Pr(T_i = 1, M_i = 0) = \Pr(T_i^* > 0, M_i^* \leq 0) \\ = \Pr(u_i > -\gamma Z'_i, v_i \leq -\mu B'_i) \quad (f)$$

$$= G(C_{T^*}, -C_{M^*}; -\rho)$$

$$P_{3i} = \Pr(T_i = 0, M_i = 1) = \Pr(T_i^* \leq 0, M_i^* > 0) \\ = \Pr(u_i \leq -\gamma Z'_i, v_i > -\mu B'_i) \quad (g)$$

$$= G(-C_{T^*}, C_{M^*}; -\rho)$$

$$P_{4i} = \Pr(T_i = 0, M_i = 0) = \Pr(T_i^* \leq 0, M_i^* \leq 0) \\ = \Pr(u_i \leq -\gamma Z'_i, v_i \leq -\mu B'_i) \quad (h)$$

$$= G(-C_{T^*}, -C_{M^*}; \rho)$$

où $G(\cdot, \cdot; \rho)$ désigne la fonction de distribution bivariée normale standard (avec les coefficients de corrélation $\pm \rho$), $C_{T^*} = \gamma Z'_i$ et $C_{M^*} = \mu B'_i$.

L'objectif est d'estimer les paramètres des équations de salaires (a) et (b), sachant que les variables inobservables T_i^* et M_i^* assignent les individus dans un des quatre sous-échantillons. La régression salariale, pour un sous-échantillon donné, peut s'écrire de la façon suivante :

$$E(Y_{ji} | X'_{ij}, Y) = \beta X'_{ij} + E(e_{ij} | X'_{ij}, Y), \quad (i)$$

où l'argument Y désigne le régime de sélection résultant des deux fonctions de sélection.

Lorsque $E(Y_{ji} | X'_{ij}, Y) \neq 0$, nous sommes en présence de « biais de sélection » et la régression linéaire de Y_{ji} sur les vecteurs X'_{ij} produit des estimations non fiables.

Il est possible de corriger ce biais par une procédure en deux-étapes dans l'esprit de Heckman (1979). Les équations (e) à (h) représentent en effet une structure classique de *probit* bi-varié dont les paramètres peuvent être estimés à l'aide de la méthode du maximum de vraisemblance.

À titre d'illustration, considérons d'abord le premier sous-échantillon : les mobiles à temps plein, celui pour lequel $T_i^* > 0$ et $M_i^* > 0$.

Nous pouvons réécrire l'équation (i) :

$$E(Y_{1i} | u_i > -C_{T^*}, v_i > -C_{M^*}) = \beta_1 X'_{1i} + E(e_{1i} | u_i > -C_{T^*}, v_i > -C_{M^*}), \quad (j)$$

L'espérance conditionnelle de la partie droite est égale à

$$\begin{aligned} E(Y_{1i} | u_i > -C_{T_i}, v_i > -C_{M_i}) \\ = \sigma_{ue_1} \frac{f(C_{T_i})F(C_{M_i}^*)}{P_{1i}} + \sigma_{ve_1} \frac{f(C_{M_i})F(C_{T_i}^*)}{P_{1i}} \quad (k) \\ = \sigma_{ue_1} \lambda_{1T_i} + \sigma_{ve_1} \lambda_{1M_i} \end{aligned}$$

Où $f(\cdot)$ et $F(\cdot)$ représentent respectivement les fonctions de densité et de distribution normales univariées.

$$C_{T_i}^* = \frac{C_{T_i} - \rho C_{M_i}}{(1 - \rho^2)^{1/2}}$$

$$C_{M_i}^* = \frac{C_{M_i} - \rho C_{T_i}}{(1 - \rho^2)^{1/2}}$$

P_{1i} est défini par l'équation (h),

$$\lambda_{1T_i} = \frac{f(C_{T_i})F(C_{M_i}^*)}{P_{1i}} \quad (l)$$

$$\lambda_{1M_i} = \frac{f(C_{M_i})F(C_{T_i}^*)}{P_{1i}} \quad (m)$$

λ_{1T_i} et λ_{1M_i} constituent les équivalents de l'inverse du ratio de Mills utilisé dans le cas de la correction d'un biais de sélection simple. En substituant (k) dans l'équation (j), l'équation de salaire devient

$$Y_{1i} = \beta_1 X'_{1i} + \sigma_{ue_1} \lambda_{1T_i} + \sigma_{ve_1} \lambda_{1M_i} + V_{1i} \quad (n)$$

avec $V_{1i} = e_{1i} - \sigma_{ue_1} \lambda_{1T_i} - \sigma_{ve_1} \lambda_{1M_i}$ et

$$E(V_{1i} | T_i^* > 0, M_i^* > 0) = 0.$$

Au lieu d'estimer l'équation (n) directement, on utilise les résultats du probit bivarié pour obtenir les estimations de λ_{1T_i} et λ_{1M_i} , et on substitue ensuite les valeurs estimées dans (n) pour obtenir l'estimation des autres paramètres à l'aide d'une régression linéaire. De façon plus explicite, grâce à la méthode du maximum de vraisemblance on estime le probit bivarié des deux équations de sélection T_i et M_i ; cela nous permet d'obtenir $\hat{\gamma}$, $\hat{\mu}$, $\hat{\rho}$ puis $\hat{C}_{T_i}^*$, $\hat{C}_{M_i}^*$, \hat{C}_{T_i} , \hat{C}_{M_i} et \hat{P}_{1i} . On utilise ces estimateurs dans (l) et (m) pour calculer $\hat{\lambda}_{1T_i}$ et $\hat{\lambda}_{1M_i}$ pour les individus du sous-échantillon considéré.

$$\hat{\lambda}_{1T_i} = f(Z'_i \hat{\gamma}) F \left[\frac{B'_i \hat{\mu} - \rho Z'_i \hat{\gamma}}{(1 - \rho^2)^{1/2}} \right] \times G(B'_i \hat{\mu}, Z'_i \hat{\gamma}, \rho)^{-1} \quad (o)$$

$$\hat{\lambda}_{1M_i} = f(B'_i \hat{\mu}) F \left[\frac{Z'_i \hat{\gamma} - \rho B'_i \hat{\mu}}{(1 - \rho^2)^{1/2}} \right] \times G(B'_i \hat{\mu}, Z'_i \hat{\gamma}, \rho)^{-1} \quad (p)$$

Puis on insère $\hat{\lambda}_{1T_i}$ et $\hat{\lambda}_{1M_i}$ dans l'équation (n).

La même démarche peut être mise en œuvre pour les trois autres sous-échantillons. En ce qui nous concerne,

seul l'échantillon S_2 nous intéresse; c'est-à-dire celui des immobiles à temps plein ($T_i = 1$ et $M_i = 0$).

L'équation (j) devient

$$E(Y_{2i} | u_i > -C_{T_i}, v_i > -C_{M_i}) = \beta_2 X'_{2i} + E(e_{2i} | u_i > -C_{T_i}, v_i > -C_{M_i}), \quad (q)$$

La seule différence consiste à définir l'expression de l'espérance conditionnelle de la partie droite de (q)

$$E(e_{2i} | u_i > -C_{T_i}, v_i \leq -C_{M_i}) = \sigma_{ue_2} \lambda_{2T_i} - \sigma_{ve_2} \lambda_{2M_i}$$

$$\lambda_{2T_i} = \frac{f(C_{T_i})F(-C_{M_i}^*)}{P_{2i}}$$

$$\lambda_{2M_i} = -\frac{f(C_{M_i})F(C_{T_i}^*)}{P_{2i}}$$

et $P_{2i} = G(C_{T_i}, -C_{M_i}; -\rho)$

$$\hat{\lambda}_{2T_i} = f(Z'_i \hat{\gamma}) F \left[-\frac{B'_i \hat{\mu} - \rho Z'_i \hat{\gamma}}{(1 - \rho^2)^{1/2}} \right] \times G(-B'_i \hat{\mu}, Z'_i \hat{\gamma}, \rho)^{-1} \quad (r)$$

$$\hat{\lambda}_{2M_i} = -f(B'_i \hat{\mu}) F \left[\frac{Z'_i \hat{\gamma} - \rho B'_i \hat{\mu}}{(1 - \rho^2)^{1/2}} \right] \times G(-B'_i \hat{\mu}, Z'_i \hat{\gamma}, \rho)^{-1} \quad (s)$$

Les équations de salaires (a) et (b) peuvent maintenant être réécrites de la façon suivante :

Pour les mobiles:

$$E(Y_{1i} | X'_i, M_i = 1, P_i = 1) = \beta_1 X'_{1i} + \delta_{1u} \hat{\lambda}_{1T_i} + \delta_{1v} \hat{\lambda}_{1M_i} \quad (t)$$

Pour les immobiles:

$$E(Y_{2i} | X'_i, M_i = 0, P_i = 1) = \beta_2 X'_{2i} + \delta_{2u} \hat{\lambda}_{2T_i} + \delta_{2v} \hat{\lambda}_{2M_i} \quad (u)$$

Les équations de salaire (t) et (u) sont estimées par la méthode des moindres carrés. Ces équations contiennent donc non seulement le vecteur de variables explicatives respectivement X'_{1i} et X'_{2i} , mais aussi les nouvelles variables construites λ_{1T_i} et λ_{1M_i} . On estime alors les paramètres β_1 , δ_{1u} et δ_{1v} par une régression des moindres carrés ordinaires. L'existence d'un biais de sélection est testée par l'hypothèse que les coefficients estimés δ_{1u} et δ_{1v} sont nuls. Si la t-value est supérieure à la valeur critique, l'effet de sélection est significatif et la mobilité (ou travailler à temps plein) apparaît, sous ces hypothèses, endogène au niveau de salaire. La méthode en deux étapes permet d'obtenir des estimations non biaisées des coefficients β_1 et β_2 . Néanmoins, avec la méthode des moindres carrés ordinaires utilisée par cette procédure, la variance des erreurs est hétéroscédastique. Les tests de significativité habituels ne sont donc plus valides (Tunali, 1986). Pour résoudre ce problème, comme nos échantillons sont suffisamment grands, nous avons corrigé la variance des estimateurs avec la méthode de White (matrice de variance-covariance asymptotique). Les écart-types présentés dans les différents tableaux sont donc les écart-types robustes et les tests asymptotiques correspondants.

