



HAL
open science

La formation professionnelle et l'insertion sur le marché du travail : une analyse multicritères

Véronique Simonnet, Valérie Ulrich

► To cite this version:

Véronique Simonnet, Valérie Ulrich. La formation professionnelle et l'insertion sur le marché du travail : une analyse multicritères. 1999. halshs-03616682

HAL Id: halshs-03616682

<https://shs.hal.science/halshs-03616682>

Submitted on 22 Mar 2022

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

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



Distributed under a Creative Commons Attribution 4.0 International License



C
a
h
i
e
r
s
de
la
M
S
E

**La formation professionnelle et l'insertion
sur le marché du travail : une analyse multicritères**

Véronique SIMONNET
Valérie ULRICH

1999.99



La formation professionnelle et l'insertion sur le marché du travail : une analyse multicritères

Véronique Simonnet¹, Valérie Ulrich²

octobre 1999

Abstract :

This paper examines whether entry into the labor market proceeds more efficiently if people are educated within the traditional vocational system or if they are trained as apprentices. Individual longitudinal data from the French survey "Jeunes et Carrières" (INSEE) conducted in 1997 are used. Four alternative measures are considered : the employment rate, the full-time employment rate, wages in 1997 and the starting wage in the first job that lasts longer than 6 months. Particular attention is paid to the role of the region and the level of qualification. This four criterion approach provides an assessment of the impact of the type of training, the region and the level of qualification both on employability and subsequent earnings.

It appears that an apprenticeship increases employability and wages relative to vocational school. The school to work transition also depends on the level of qualification; further training facilitates overall access to a job, even if this additional training does not lead to an additional diploma. In this case, wages are not increased. The region plays an important role in the choice of the type of training and in the probability of working part-time.

Résumé:

Cet article estime, à partir des données de l'enquête « Jeunes et Carrières » réalisée par l'INSEE en 1997, l'efficacité relative de deux filières de formation initiale : le contrat d'apprentissage et le lycée professionnel. L'efficacité est perçue à travers quatre critères statistiques : le taux d'emploi en 1997, le taux d'emploi à plein temps et le salaire cette même année et le salaire d'embauche dans le premier emploi de plus de six mois. Une attention particulière est donnée à la dimension régionale de la formation et de l'insertion et à l'impact du niveau de qualification. Ainsi les effets de la filière de formation, du niveau de qualification et des régions sur le processus d'insertion sont distingués selon qu'une plus grande « employabilité » des jeunes ou une meilleure rémunération est recherchée.

Il ressort que l'apprentissage permet aux jeunes d'être plus facilement employés et d'obtenir en moyenne des salaires plus élevés que ceux obtenus par les sortants du lycée professionnel. Les conditions d'insertion dépendent, de plus, du niveau d'études atteint : le fait d'avoir entrepris une formation supplémentaire contribue à faciliter l'accès à l'emploi, même si cette formation n'est pas validée par un diplôme et si, dans ce cas, le salaire ne s'en trouve pas amélioré. Enfin, les régions jouent un rôle primordial dans l'orientation vers le contrat d'apprentissage et dans le fait d'être employé à temps partiel.

JEL classification: J21 J24

Keywords: School to work transition, apprenticeship, vocational school, selectivity bias

Nous remercions les membres du groupe "Jeunes et Carrières" et les participants aux sessions d'économie du travail des Journées de Microéconomie Appliquée 1999.

¹TEAM, 106-112 boulevard de l'hôpital 75647 Paris cedex 13. tél.: 01-55-43-42-46. E-mail : veronique.simonnet@univ-paris1.fr

² DARES (Ministère de l'emploi et de la solidarité) 20 bis rue d'Estrées 75007 Paris. tél. : 01-44-38-24-79.

1. Introduction

Depuis vingt ans et dans la plupart des pays européens, l'insertion professionnelle a subi de profondes mutations. Les jeunes entrent plus tardivement et plus difficilement sur le marché du travail. On observe, de plus, que la cassure entre la sortie du système éducatif et l'entrée sur le marché du travail est moins nette qu'auparavant du fait du développement du travail pendant les études et de formules combinant emploi et formation. Cette dernière constatation nous a conduit à analyser, à partir des données de l'enquête « Jeunes et Carrières » réalisée par l'INSEE en 1997, le rôle de la formation professionnelle initiale dans le processus d'insertion des jeunes. Il apparaît, en effet, évident que les conditions et les modalités d'insertion des jeunes ne sont pas indépendantes du fonctionnement du système éducatif. Des comparaisons internationales de ces systèmes (Damoiselet et Lévy-Garboua, 1999) mettent notamment en exergue que les performances en matière d'insertion des jeunes des divers systèmes éducatifs sont positivement liées au degré d'implication des entreprises dans l'offre de formation professionnelle.

Nous nous attachons donc, dans un premier temps, au rôle de la filière de formation professionnelle dans les conditions d'insertion. La mise en évidence de difficultés d'insertion importantes pour les jeunes (surtout pour les peu scolarisés) conduit en effet à s'interroger sur la capacité des structures de formation professionnelle existantes à offrir à ces jeunes des qualifications et des compétences recherchées par les entreprises. Nous recherchons alors les effets des modes d'acquisition alternatifs de la formation professionnelle initiale sur l'insertion. Nous examinons pour cela l'efficacité relative de deux filières de formation initiales conduisant à l'obtention des mêmes diplômes³ : le contrat d'apprentissage et le lycée professionnel⁴.

Dans un contexte où la formation professionnelle est appelée à se transformer sous l'effet de la décentralisation faisant suite à la loi quinquennale de 1993, cette question de l'efficacité relative de deux modes de formation est au cœur des débats actuels. De nombreux gouvernements européens proposent le développement des formations en alternance pour améliorer l'insertion professionnelle. Si plusieurs travaux récents (cf. Bonnal, Mendès et Sofer [1998], Groot et Plug [1998], Sollogoub et Ulrich [1999]) ont déjà procédé à une évaluation comparative de ces deux voies de formation, notre étude apporte un éclairage nouveau à cette question pour au moins deux raisons :

Nous nous intéressons, d'une part, à l'impact du niveau de qualification à la sortie du système de formation professionnelle. L'enquête exploitée fournissant à la fois le niveau d'études et le plus haut diplôme obtenu par un

³ La liste des diplômes proposés est présentée dans la section 3 et dans les tableaux 1 et 2.

⁴ On peut préciser les attraits de l'une et l'autre formation : l'apprentissage semble faciliter la transmission de savoirs ou d'aptitudes directement nécessaires à l'exercice de l'emploi ; il permet de plus de réduire l'incertitude de l'employeur vis-à-vis de l'employé et inversement. A l'inverse la formation dispensée en lycée professionnel est plus générale. Elle peut permettre aux jeunes de s'adapter plus facilement à différents emplois et peut développer chez eux des aptitudes à se former en entreprise par la suite. Les avantages de chacune des deux formations se percevront certainement à des échéances différentes. On peut aussi se reporter à l'article de Sollogoub et Ulrich (1999) pour connaître les avantages de ces deux formations.

jeune, il nous est possible de distinguer de manière fine les différents niveaux de qualification professionnelle. Cela nous permet de mesurer l'importance de l'obtention du diplôme préparé sur les conditions d'insertion sur le marché du travail.

Nous apportons, d'autre part, une attention particulière à la dimension régionale de la formation et de l'insertion. Il s'avère en effet que les régions françaises présentent des caractéristiques très hétérogènes dans le domaine de la formation professionnelle initiale⁵. Deux éléments discriminent fortement les régions. Le premier est l'intensité de la scolarisation. Il existe en effet un clivage historique entre le Nord industriel où prédominent les formations professionnelles courtes et le Sud caractérisé par des études longues et générales⁶. Le second élément est la place qu'occupe l'apprentissage dans l'ensemble des formations professionnelles. Les deux régions emblématiques qui s'opposent sont le Nord-Pas-de-Calais où la majeure partie des formations professionnelles est dispensée en lycée professionnel et l'Alsace où l'apprentissage est fortement présent. Cette hétérogénéité est le résultat des mouvements de déconcentration des politiques de formation professionnelle, entamés dès 1983, qui ont laissé un pouvoir important aux régions dans ce domaine. Les régions ont dans les quinze dernières années modifié la position relative des différents systèmes de formation professionnelle (filières longues par rapport aux filières courtes et apprentissage par rapport au lycée professionnel). La loi quinquennale de 1993 qui étend les responsabilités des régions en matière d'élaboration de la formation professionnelle et de l'apprentissage risque d'accentuer encore ces disparités.

De plus, les différences régionales sont fortes en ce qui concerne le contexte économique et l'état du marché du travail. En particulier, le chômage est très inégalement réparti dans l'espace français. La spécificité des régions est par conséquent un élément qui nous paraît devoir être pris en compte dans l'analyse de la formation professionnelle et de l'insertion sur le marché du travail.

Cependant, l'évaluation comparative de l'insertion sur le marché du travail des bénéficiaires des deux programmes de formation que sont l'apprentissage et le lycée professionnel se heurte à deux problèmes majeurs :

Quel critère choisir pour mesurer l'efficacité de chacune de ces formations et comment tenir compte du possible biais de sélection à l'entrée des deux filières ?

Lorsqu'on cherche à apprécier l'insertion des jeunes sur le marché du travail, on se trouve confronté à la difficulté de choisir un critère de mesure. La diversité des situations rencontrées par les jeunes rend difficile la définition d'un indicateur synthétique. Cette difficulté a été soulignée par Stankiewicz (1992), Groot et Plug (1998) et Sollogoub et Ulrich (1999). Le choix d'une analyse multicritères statistique qui permette de mesurer l'efficacité relative de chacune des deux formations à la fois en termes d'emploi et en termes de salaire s'avère alors opportun. Cette analyse offre de plus la possibilité de

⁵ Cf. *Evaluation des politiques régionales de formation professionnelle*, rapport d'activité 1993-1996 au Premier Ministre, réalisé par le Comité de coordination des programmes régionaux d'apprentissage et de formation professionnelle continue.

⁶ La Bretagne et l'Île de France se rattachent à ce second groupe.

comparer le rôle de la filière de formation, du niveau de qualification à la sortie du système de formation et des régions dans le processus d'insertion des jeunes selon que l'on cherche à favoriser leur « employabilité » ou à augmenter leurs salaires.

Le second problème implique que l'on tienne compte du possible biais d'endogénéité à l'entrée des deux voies de formation afin de mesurer l'effet réel du mode de formation et d'écarter l'effet de sélection.

2. Méthode d'estimation

Cet article propose une analyse des effets du niveau d'éducation, de la filière de formation et de la région sur le processus d'insertion à travers quatre critères statistiques. Le rendement de la formation est mesuré à partir du salaire observé en 1997, du salaire à l'embauche dans le premier emploi de plus de six mois et du taux d'emploi en distinguant la probabilité d'être en emploi et la probabilité d'être employé à temps partiel.

Une première estimation nous éclairera sur les déterminants du choix de la filière professionnelle. Nous régressons, à l'aide d'une estimation probit, la probabilité de passer par l'apprentissage sur un ensemble de caractéristiques individuelles et sur des indicatrices de région.

Une seconde série d'estimations nous donnera le rôle des caractéristiques individuelles, de la filière professionnelle suivie, du niveau de qualification atteint et des régions sur les différents critères retenus. Nous pourrions ainsi apprécier le rôle du choix de filière et de la région sur l'insertion à différents niveaux⁷.

Pour corriger de l'éventuel biais de sélection du au fait que nous retenons dans la plupart des cas des individus employés en 1997 et déclarant un ou deux salaires (salaire de 1997 et salaire d'embauche du premier emploi), nous estimerons préalablement la probabilité d'être sélectionné et calculerons à partir de celle-ci l'inverse du ratio de Mills.

Nous apporterons de plus un soin particulier à la mesure de l'effet relatif du niveau de sortie du système professionnel suivant que l'individu a obtenu à cette occasion un diplôme ou non. Nous pourrions ainsi juger si seule la possession d'un diplôme supérieur s'accompagne d'une plus forte probabilité d'être en emploi et/ou d'un salaire plus élevé ou si le fait d'avoir poursuivi des études sans que celles-ci soient couronnées de succès améliore cependant ces deux variables.

De plus, il faut ajouter que la comparaison de l'apprentissage et du lycée professionnel est rendue complexe à cause du possible biais d'endogénéité à l'entrée des deux voies de formation. Il y a en effet un risque que le rendement mesuré soit la combinaison de deux effets : l'effet spécifique du mode de formation, que nous cherchons à mettre en évidence, et l'effet d'auto-sélection. Ce dernier effet provient du fait que les deux populations

⁷ Il serait opportun de considérer aussi le rôle de la spécialité de formation suivie. Il a d'ailleurs été montré que celle-ci joue un rôle important dans l'accès à l'emploi (Sollogoub et Ulrich, 1999). Malheureusement, l'enquête « jeunes et carrière » ne fournit pas cette information pour tous les individus interrogés.

présentent des caractéristiques inobservées différentes qui peuvent jouer à la fois sur le choix de la filière et sur le succès observé sur le marché du travail. Si cet effet est important, la comparaison de l'insertion des sortants de l'apprentissage et du lycée professionnel peut conduire à attribuer à tort les résultats à ces itinéraires scolaires. Pour corriger du possible biais d'endogénéité, nous appliquons la méthode de Barnow, Cain et Golberger (1981). Celle-ci permet de tester l'hypothèse d'endogénéité du choix de la formation dans les équations de salaire et dans les équations d'emploi et de récupérer le réel rendement de la formation une fois cette endogénéité prise en compte.

Nos estimations sont les suivantes :

L'accès à l'apprentissage est déterminé par l'équation suivante

$$I^* = \mathbf{g}'Z_1 + u \quad (1)$$

$$\begin{cases} I = 1 \text{ si } I^* > 0 \\ I = 0 \text{ si } I^* \leq 0 \end{cases}$$

La liste des variables qui composent Z_1 est reportée dans le tableau 3.

La probabilité d'être en emploi (versus chômage) est déterminée par l'équation

$$E^* = \mathbf{r}Z_2 + \mathbf{a}_1 I + \mathbf{d}_1 \hat{I} + \mathbf{h}_1 \mathbf{k}_1 + \mathbf{u} \quad (2)$$

$$\begin{cases} E = 1 \text{ si } E^* > 0 \\ E = 0 \text{ si } E^* \leq 0 \end{cases}$$

La liste des variables qui composent Z_2 est reportée dans le tableau 4.

I est le terme de correction du biais d'endogénéité : il prend en compte la corrélation entre les résidus de l'équation (1) et ceux de l'équation (2). Il permet d'obtenir une estimation non biaisée du coefficient \mathbf{a}_1 . On calcule I , selon la méthode de Barnow, Cain et Golberger (1981), comme suit :

$$I = E[u|Z_2, I] = I \times E[u|Z_2, I = 1] + (1 - I) \times E[u|Z_2, I = 0]$$

$$\hat{I} = I \times \frac{\mathbf{f}(\hat{\mathbf{g}}Z_1)}{\Phi(\hat{\mathbf{g}}Z_1)} + (1 - I) \times \frac{-\mathbf{f}(\hat{\mathbf{g}}Z_1)}{1 - \Phi(\hat{\mathbf{g}}Z_1)}$$

où \mathbf{f} et Φ sont respectivement la fonction de densité et la fonction de distribution cumulative de la loi normale standard.

Le coefficient \mathbf{a}_1 donne le réel impact du passage par l'apprentissage sur la probabilité d'être en emploi ; le coefficient \mathbf{h}_1 montre dans quelle mesure certaines caractéristiques inobservables qui influencent le passage par l'apprentissage conditionnent aussi l'emploi.

k_1 est un terme de correction du biais de sélection. Son introduction est justifiée par le fait que l'équation (2) n'est estimée que pour les personnes actives. Afin que les coefficients de l'équation (2) soient estimés sans biais et qu'ils représentent l'impact des variables pour la population en général, on tient compte de la particularité des individus qui ont été sélectionnés. Pour corriger cette sélection, on estime préalablement la probabilité d'être actif

$$A^* = \mathbf{s}W + \mathbf{e} \quad \begin{cases} A = 1 \text{ si } A^* > 0 \\ A = 0 \text{ si } A^* \leq 0 \end{cases}$$

On calcule ensuite l'inverse du ratio de Mills, $\hat{k}_1 = \frac{f(\hat{\mathbf{s}}W)}{\Phi(\hat{\mathbf{s}}W)}$, selon la méthode de Heckman (1979) et on intègre cette variable dans l'équation (2).

La probabilité d'être en emploi à temps partiel (versus temps plein) est estimée de la façon suivante

$$EP^* = \mathbf{r}Z_3 + \mathbf{a}_2I + \mathbf{d}_2\hat{I} + \mathbf{h}_2\mathbf{k}_2 + \mathbf{t} \quad (3)$$

$$\begin{cases} EP = 1 \text{ si } EP^* > 0 \\ EP = 0 \text{ si } EP^* \leq 0 \end{cases}$$

La liste des variables qui composent Z_3 est reportée dans le tableau 5.

A nouveau, I est le terme de correction du biais d'endogénéité et k_2 est un terme de correction du biais de sélection du au fait que l'équation (3) n'est estimée que pour les personnes occupées.

Le logarithme du salaire est estimé comme suit

$$Y = \mathbf{b}'X + \mathbf{a}_3I + \mathbf{d}_3\hat{I} + \mathbf{h}_3\mathbf{k}_3 + \mathbf{m} \quad (4)$$

La liste des variables qui composent X est reportée dans le tableau 6 pour l'estimation du salaire horaire de 1997 et dans le tableau 7 pour l'estimation du salaire horaire d'embauche dans le premier emploi de plus de six mois. I est le terme de correction du biais d'endogénéité et k_3 est un terme de correction du biais de sélection du au fait que l'équation (4) n'est estimée, d'une part, que pour les personnes occupées (pour l'estimation du salaire en 1997) et d'autre part, que pour les personnes ayant déjà eu un premier emploi (pour l'estimation du salaire d'embauche dans le premier emploi de plus de six mois).

Le choix des variables qui composent W , Z_1 , Z_2 , Z_3 et X permet aux modèles d'être identifiés.

3. Données

Notre étude se base sur les données de l'enquête « Jeunes et Carrières » de l'INSEE réalisée en 1997. Cette enquête s'adresse aux individus du tiers sortant de l'enquête Emploi de mars 1997 âgé alors de 19 à 45 ans. Elle regroupe environ 20800 personnes dont 9000 sont âgées de moins de 30 ans. Cette enquête fournit le cursus scolaire détaillé des individus et délivre des éléments précis concernant leur itinéraire professionnel en distinguant le processus d'insertion des plus jeunes et les grandes étapes de la carrière professionnelle des autres individus. Ceci nous permettra de schématiser le début de carrière des jeunes. Nous disposons, de plus, d'informations pertinentes comme le plus haut niveau d'études (avec une précision assez importante), le plus haut diplôme obtenu, le salaire d'embauche des individus dans leur premier emploi de plus de six mois et dans l'emploi occupé en 1997. Nous connaissons de plus la région de naissance et la région de résidence des individus en 1997. Empiriquement, nous analysons à la fois le rôle de la région de naissance dans l'orientation vers l'apprentissage ou le lycée professionnel et l'influence de la région de résidence en 1997 sur la situation professionnelle des jeunes à cette date.

Nous avons sélectionné un échantillon composé de jeunes ayant quitté l'école avant ou en 1996 avec une formation professionnelle de niveau inférieur ou égal au baccalauréat professionnel. Notre échantillon regroupe 3060 individus. Bien que l'apprentissage permette depuis 1993 d'obtenir tout niveau de formation professionnelle, nous ne disposons pas d'effectifs assez importants d'apprentis ayant un niveau supérieur à celui du baccalauréat professionnel - la représentation des différents diplômes au sein de l'échantillon total des jeunes ayant quitté l'école avant ou en 1996 est donnée dans le tableau 1. Nous nous intéressons donc à l'insertion de jeunes diplômés d'une formation professionnelle préparée par la voie de l'apprentissage ou par la voie du lycée professionnel et conduisant au plus à l'obtention d'un baccalauréat professionnel. La répartition de notre échantillon entre les différents niveaux d'études est présentée dans le tableau 2. Il dévoile alors la précision de l'information que nous détenons au niveau de la formation initiale. A partir de cette grille assez fine, il nous sera possible de juger si pour un niveau d'études donné, le fait de posséder le diplôme de fin d'études par rapport au fait de ne pas le posséder facilite l'emploi et/ou augmente le salaire. Nous pourrons de plus voir si le fait d'avoir poursuivi des études sans avoir obtenu de diplôme supplémentaire améliore cependant l'insertion.

Il faut préciser que les jeunes âgés de moins de trente ans ou ayant terminé leurs études initiales depuis moins de sept ans se voient poser des questions spécifiques, relatives à leur insertion professionnelle. Nous avons pu ainsi évaluer le temps d'accès au premier emploi (de moins ou de plus de six mois), le nombre de périodes de chômage connues et l'expérience de manière assez précise en tenant compte du temps passé au service militaire ou à s'occuper des enfants. Ainsi nous avons choisi de caractériser l'expérience des individus sur le marché non pas en nombre d'années passées en emploi mais en précisant l'année de sortie du système scolaire afin de prendre en compte la conjoncture, la durée d'accès au premier emploi écourté du temps passé au

service militaire ou en congés maternité (si ces événements avaient lieu avant l'obtention du premier emploi), le nombre de périodes de chômage connues et enfin le temps passé au service militaire ou en congés maternité si ces événements avaient lieu après l'obtention du premier emploi. La mesure de l'expérience professionnelle qui découle de ces éléments donne une évaluation assez précise du temps effectivement passé en emploi, aussi bien pour les hommes que pour les femmes. Elle permet de plus de procéder à une analyse conjointe de la scolarité (choix de la formation), des premières situations sur le marché du travail (durée d'accès au premier emploi, nombre de mois passés au chômage) et de la situation en 1997 (salaire et taux d'emploi). Il est en effet important de déterminer dans quelle mesure la formation initiale structure la trajectoire d'insertion ultérieure et dans quelle mesure l'activité professionnelle durant les premiers emplois modifie l'effet de cette formation initiale. Cependant, il conviendra de tester, dans une version ultérieure, l'hypothèse d'endogénéité des variables rendant compte des premières situations sur le marché du travail et de corriger de ce biais éventuel pour obtenir le réel impact d'une difficile insertion sur la situation en emploi quelque temps après. Il nous sera ainsi possible d'isoler les rôles de la formation et du processus d'insertion sur le marché du travail dans la situation actuelle vis-à-vis de l'emploi.

Pour rendre compte du rôle de la filière de formation professionnelle sur la situation des jeunes vis-à-vis de l'emploi en 1997, nous distinguerons les jeunes ayant fait leur apprentissage dans la continuité de leurs études initiales de ceux l'ayant fait une fois employés, après avoir quitté le système éducatif et recherché un emploi⁸. Nous voulons en effet comparer le passage par l'apprentissage et le passage par le lycée professionnel lorsque ce premier est entrepris à la fin des études scolaires dans le but de poursuivre une formation initiale avant de rechercher un emploi. Le problème est que le contrat d'apprentissage est à la fois une formation initiale et un contrat de travail. Les déterminants de l'entrée en apprentissage ne sont certainement pas les mêmes selon que l'individu entre au cours de ses études ou après. De plus, il peut se faire que les jeunes embauchés sous contrat d'apprentissage plusieurs mois après leur sortie du système scolaire soit encore soumis à ce contrat au moment de l'enquête ce qui leur assure de fait un emploi mais aussi un salaire plus faible que celui des individus hors contrat d'apprentissage.

⁸ Il se peut également que les jeunes enchaînent plusieurs contrats d'apprentissage au cours de leurs études initiales. Pérot et Simon-Zarca [1998] montrent que 50 % des jeunes en contrat d'apprentissage en 1992 ont suivi un parcours composé d'au moins deux cycles d'apprentissage. Il s'agit soit de repasser un CAP qui n'a pas été obtenu, soit de préparer un second CAP, soit de préparer un brevet professionnel après un CAP, soit enfin de préparer un baccalauréat professionnel après un BEP. L'enquête Jeunes et Carrières ne permet pas d'observer ce type de parcours, dans la mesure où l'information sur le déroulement de la scolarité est assez réduite. Il nous est seulement possible de savoir si un jeune a connu au moins un contrat d'apprentissage au cours de ses études initiales. Il nous est donc impossible d'étudier les déterminants de la succession de plusieurs contrats d'apprentissage et l'impact de ce type de parcours sur l'insertion. Ces questions présentent toutefois un intérêt évident pour la compréhension du système actuel de formation professionnelle en France.

4. Les déterminants de l'entrée en apprentissage

Les déterminants de l'entrée en apprentissage sont reportés dans le tableau 3. Il apparaît que le choix d'une formation professionnelle par apprentissage (par opposition au lycée professionnel) est davantage géré par le contexte local que par des caractéristiques individuelles. Ainsi la région joue un rôle déterminant puisque nous voyons que de nombreuses régions telles que le Centre, Basse Normandie, Bourgogne, Lorraine, Alsace, Bretagne, Poitou-Charentes, Aquitaine, Midi-Pyrénées et Rhône-Alpes forment plus de jeunes apprentis que l'Ile de France. Si ceci s'explique par le fait que l'apprentissage est peu répandu en Ile de France, ces résultats mettent cependant en avant des régions comme le Nord-Pas-de-Calais, par exemple, où le lycée professionnel est traditionnellement mieux implanté que l'apprentissage. De plus, ils montrent que l'offre de formation initiale et en particulier le poids accordé par les régions au lycée professionnel ou à l'apprentissage conditionnent véritablement le choix de la filière. Ainsi l'entrée en apprentissage semble ne pas être toujours un choix mais dépendre de contraintes comme le nombre de places disponibles en CFA qui varie beaucoup d'une région à l'autre. Ils montrent de plus que la compétence des régions en matière de formation professionnelle s'est accrue depuis 1983 et plus encore sous l'impulsion de la loi quinquennale de 1993 qui permet désormais aux régions de financer à leur gré ces systèmes de formation.

Ainsi, le poids accordé à l'apprentissage dans la région joue un rôle primordial alors que des caractéristiques individuelles comme la catégorie socioprofessionnelle de la mère, le nombre de frères et sœurs, le niveau d'études des parents, ayant jadis un pouvoir explicatif (Duru-Bellat, Jarousse et Mingat, 1992, Sollogoub et Ulrich, 1999) ne l'ont plus⁹. L'activité du père est aussi assez peu significative alors que les auteurs précédemment cités montraient que cette variable jouait fortement dans l'orientation des jeunes vers l'apprentissage : les jeunes ayant un père artisan ou exploitant agricole entraient plus probablement en apprentissage. Dans nos résultats, la non significativité de cette variable et même le signe positif inattendu associé à la variable père employé ou père cadre peut s'expliquer par le fait qu'on s'intéresse non seulement aux niveaux CAP-BEP mais aussi au baccalauréat professionnel. Parce qu'il peut permettre d'accéder à des niveaux de formation professionnelle supérieurs, l'apprentissage a peut-être perdu l'image négative qu'il avait autrefois lorsque seuls les enfants de parents artisans ou exploitants agricoles s'orientaient vers l'apprentissage.

Si les caractéristiques individuelles et familiales semblent désormais avoir un rôle moindre, il demeure néanmoins que les jeunes originaires d'Afrique du Nord ont plus de difficulté à accéder à l'apprentissage. Ceci peut s'expliquer en partie par la discrimination que pratiquent les maîtres d'apprentissage à l'égard des jeunes de parents immigrés mais aussi par le fait que les réseaux familiaux et sociaux auxquels appartiennent les parents aident fortement à trouver un maître d'apprentissage. Les parents d'origine

⁹ Il faut préciser que les études antérieures concernant l'efficacité des deux modes de formation ne tenaient pas compte de la région (ou en tenait compte de manière peu détaillée). Elles ne pouvaient donc pas mettre en avant ce rôle qui pouvait alors ressortir à travers certaines caractéristiques individuelles comme l'activité des parents.

étrangère ont certainement moins de connaissances et donc moins de chance de pouvoir placer leurs enfants en apprentissage¹⁰.

5. Une analyse multicritères de l'insertion

Le rôle de la filière de formation professionnelle et du niveau d'études sur le processus d'insertion des jeunes est mis en évidence au travers du taux d'emploi, du taux d'emploi à temps partiel, du salaire horaire déclaré en 1997 ainsi que du salaire observé au début du premier emploi de plus de six mois. Les résultats des diverses estimations sont reportés dans les tableaux 4, 5, 6, 7 et 8. Ils montrent que :

- La correction de Barnow, Cain et Golberger (1981) conduit à ne pas retenir l'hypothèse d'endogénéité de la variable apprentissage dans les équations de salaire et d'emploi. Ce résultat précise que les caractéristiques inobservées des individus qui conditionnent leur passage par l'apprentissage n'ont pas d'effet sur leur insertion. Les jeunes qui ont plus de chance d'entrer en apprentissage, du fait de caractéristiques individuelles inobservables, n'ont pas moins de chance d'être employés en 1997 ni moins de chance d'obtenir des salaires identiques à ceux obtenus par les individus ayant choisi le lycée professionnel.
- Cependant, le fait de passer par l'apprentissage, toutes choses égales par ailleurs, augmente sensiblement la probabilité d'être employé en 1997 et la probabilité d'être employé à temps plein plutôt qu'à temps partiel (par rapport à ceux ayant suivi leur formation en lycée professionnel). Pour autant, le fait de passer par l'apprentissage ne réserve pas en 1997 un salaire plus faible. L'étude de Sollogoub et Ulrich montrait en effet, sur la période 1989-93, que les apprentis étaient en règle générale plus performants dans le processus d'accès à l'emploi, mais qu'ils subissaient une perte de salaire dans le moyen terme¹¹. Il ressort même de notre étude que les sortants de l'apprentissage sont embauchés dans leur premier emploi de plus de six mois à un taux de salaire horaire identique à celui des sortants du lycée professionnel. On peut ainsi conclure que les apprentis ont des profils de salaires équivalents à ceux des sortants du lycée professionnel.

Nous précisons maintenant les déterminants de la situation des jeunes vis-à-vis de l'emploi en 1997 en distinguant dans un premier temps ce qui favorise l'emploi et dans un second temps ce qui améliore le salaire ; nous apporterons un éclairage nouveau sur le rôle du niveau d'éducation.

¹⁰ Pour approfondir cette idée, on peut consulter le rapport sur les "conditions d'accès à l'entreprise des jeunes d'origine étrangère : nature des résistances", remis au FAS en 1998 par Mouna Viprey et Luc Deroche (IRES).

¹¹ Il faut cependant se garder de comparaisons trop rapides car les échantillons d'individus sur lesquels se basent les deux études sont très différents et Sollogoub et Ulrich ne retenaient pas de jeunes ayant des niveaux de qualification supérieurs au CAP ou BEP.

L'emploi en 1997

Si le passage par l'apprentissage favorise l'emploi et l'emploi à temps plein tout en étant fortement conditionné par le choix opéré dans les régions vis-à-vis de la formation professionnelle, les régions semblent peu conditionner l'accès à l'emploi. La faible significativité de ces variables suggère que le découpage en régions administratives est peu pertinent pour ce type d'analyse. Le découpage en « zones d'emploi » serait plus pertinente (Grelet [1994], Ulrich [1999]). Les zones d'emploi réfèrent en effet à des zones géographiques homogènes d'un point de vue économique¹² alors que l'hétérogénéité économique à l'intérieur d'une région est au contraire forte. Par ailleurs, l'effet de la région sur l'accès à l'emploi est multiple. Il peut dépendre de la spécialisation des activités, en particulier du poids du secteur agricole, industriel et tertiaire, du taux de chômage, de l'importance de l'intérim et du temps partiel, mais encore de l'adéquation entre les spécialités de formation et les emplois offerts, etc. Une autre approche pourrait consister à estimer la ou les caractéristiques d'une région qui sont déterminantes ou au contraire à isoler une région pour mieux appréhender l'insertion des jeunes (Bonnal, Fleury et Rochard, 1999).

Le rôle des régions est cependant tout autre dans la probabilité d'être employé à temps partiel. On retrouve en effet dans les résultats reportés dans le tableau 5, l'importance du temps partiel dans les régions comme la Bretagne (en particulier le nord), Poitou-Charentes et Pays de Loire, importance expliquée en partie par la présence d'activités industrielles employant une main-d'œuvre féminine peu qualifiée et par la présence d'activités saisonnières.

Cependant, seules les caractéristiques individuelles et les années de sortie du système scolaire ont un rôle explicatif fort dans la probabilité d'être employé en 1997. Ainsi, si les hommes sont plus probablement en emploi que les femmes (et plus probablement employés à temps plein), ils le sont d'autant plus qu'ils ont des enfants alors que le fait d'avoir des enfants joue négativement sur l'emploi des femmes. On retrouve aussi le rôle de la nationalité du père, déjà important dans l'accès à l'apprentissage. Si les enfants de parents immigrés ont moins facilement accès à un contrat d'apprentissage, ils ont aussi moins accès à tout autre contrat de travail.

Si on s'intéresse maintenant au rôle du niveau d'éducation, on constate que :

- Les jeunes qui ont suivi l'année terminale du CAP-BEP ont plus de chances d'être en emploi, toutes choses égales par ailleurs, que ceux qui ont abandonné juste avant cette année.
- Les jeunes qui ont le diplôme de CAP-BEP ont plus de chances d'être en emploi, toutes choses égales par ailleurs, que ceux qui ont suivi l'année terminale mais n'ont pas obtenu le diplôme.
- Les jeunes qui ont commencé un baccalauréat professionnel ou qui ont le baccalauréat professionnel ont plus de chances d'être en emploi, toutes choses égales par ailleurs, que ceux qui ont seulement un CAP-BEP. Par

¹² la notion de zone d'emploi est proche de celle du bassin d'emploi.

contre, le fait d'avoir le baccalauréat professionnel n'augmente pas la probabilité d'être employé par rapport au fait d'avoir juste commencé de telles études.

Ainsi les employeurs sont sensibles à la fois aux connaissances accumulées par le jeune sans que celles-ci soient obligatoirement validées par un diplôme et au signal qu'émet le fait de posséder un diplôme en plus des connaissances.

Nous avons, pour compléter l'analyse, intégré dans l'équation les variables de diplôme croisées avec la variable "être passé par l'apprentissage". Le fait que ces variables ne sortent pas significatives suggère que l'effet de l'apprentissage ne diffère pas selon le niveau d'études atteint. Le passage par l'apprentissage facilite l'accès à l'emploi quel que soit le diplôme obtenu ou le niveau d'études atteint. Pour un critère différent (la durée d'accès au premier emploi), Bonnal, Mendès et Sofer montrent que le passage par l'apprentissage (plutôt que par le lycée professionnel) réduit la durée d'accès pour les individus quittant au niveau du CAP mais non pour ceux quittant au niveau du baccalauréat professionnel.

Le salaire en 1997 et le salaire d'embauche

Contrairement à la probabilité d'être en emploi en 1997, le salaire obtenu cette même année dépend de la région dans laquelle on travaille. On observe qu'à Paris et en région parisienne des salaires plus élevés que partout ailleurs sont offerts, à l'exception cependant de l'Alsace qui distribuent des salaires, toutes choses égales par ailleurs, aussi élevés¹³. Les plus grands écarts de salaire avec la province sont constatés en Midi Pyrénées. S'ajoute à cet effet, des effets traditionnellement observés : les hommes gagnent plus que les femmes, l'expérience mesurée par l'intermédiaire de la durée d'accès au premier emploi et de la date de sortie du système scolaire influence fortement et positivement le salaire de même que l'ancienneté bien que les rendements de l'ancienneté apparaissent assez faibles. Ce dernier résultat s'explique par le fait que les individus concernés sont jeunes et ont donc une ancienneté faible (3 ans en moyenne) ; de plus, ils sont relativement peu qualifiés et se retrouvent certainement à des postes à partir desquels la probabilité de progresser est assez faible. Le fait qu'ils aient choisi une formation professionnelle et détiennent pour la majorité un diplôme inférieur ou égal au CAP-BEP expliquent en partie les moindres salaires obtenus dans le commerce et les services comparativement à ceux obtenus dans l'industrie. Les jeunes de l'échantillon ont commencé leur carrière en étant pour 53% ouvriers ou ouvriers qualifiés et pour 40% employé. Ils obtiennent cependant des salaires plus élevés en étant dans de plus grandes entreprises. La taille de l'entreprise comme le secteur expliquent une grande partie des différences de salaire.

Une estimation des déterminants du salaire d'embauche dans le premier emploi de plus de six mois vient préciser que les apprentis ne souffrent pas d'un salaire de départ plus faible que les sortants du lycée professionnel. Comme, de plus, ils n'obtiennent pas en 1997 des salaires plus

¹³ les salaires versés en Lorraine, Picardie, Rhône Alpes, Champagne Ardennes et Provence, Côtes d'Azur ne sont cependant que faiblement inférieurs.

faibles, leurs profils de salaires sont comparables à ceux des sortants du lycée professionnel¹⁴.

Si on s'intéresse maintenant plus précisément au rôle du niveau d'éducation sur le salaire en 1997, on constate que :

- Tant que les jeunes n'obtiennent pas le diplôme du CAP ou du BEP, qu'ils aient commencé ces études et les aient abandonnées relativement tôt ou relativement tard, qu'ils aient ou non suivi la classe de troisième, rien ne contribue à leur assurer un salaire plus élevé que celui des jeunes ayant quitté l'école en primaire ou secondaire.
- Par contre, les jeunes qui ont le diplôme de CAP-BEP ont, toutes choses égales par ailleurs, un salaire plus élevé que ceux ayant un diplôme moins élevé ou pas de diplôme. Et ceux ayant le diplôme de CAP-BEP en s'étant orientés dans cette formation professionnelle après la troisième ont un salaire plus élevé à ceux ayant le même diplôme mais s'étant orientés après la cinquième¹⁵.
- Les jeunes qui ont le baccalauréat professionnel ont, toutes choses égales par ailleurs, un salaire plus élevé que ceux ayant seulement un CAP-BEP. Il en est de même pour ceux qui ont entrepris cette formation sans en obtenir le diplôme. Ils obtiennent d'ailleurs en moyenne le même salaire que les diplômés.

Le signal émis en direction des employeurs par le fait de posséder un diplôme joue beaucoup plus fortement sur le salaire qu'il ne jouait sur la probabilité d'être employé. Il semble d'ailleurs prévaloir sur le capital humain accumulé par les travailleurs. Ceci s'explique par le fait que les salaires de ces jeunes sont grandement déterminés par des grilles salariales répondant à des critères de diplômes¹⁶.

Précisons de plus que le terme ajouté dans les équations de gains et d'emploi afin de corriger d'un éventuel biais de sélection (du au fait que tout le monde n'est pas employé en 1997) n'est pas affecté d'un coefficient significatif.

6. Conclusion

Cet article a permis de mettre en évidence le rôle de la filière, du niveau d'éducation, du diplôme obtenu et enfin de la région dans le processus d'insertion des jeunes ayant choisi une formation professionnelle. Il ressort de cette étude que les apprentis sont plus probablement employés que ceux ayant choisi le lycée professionnel et moins probablement employés à temps partiel. De plus, ils n'obtiennent pas de salaires significativement différents des

¹⁴ Nous ne pouvons pas commenter de manière plus fine les déterminants du salaire d'embauche étant donné que nous ne disposons que de peu d'information concernant les caractéristiques de l'emploi et de l'individu à cette date.

¹⁵ Même si cette orientation tend à disparaître, elle demeure présente dans nos données.

¹⁶ Ces distinctions n'apparaissent pas lorsque l'on regarde les déterminants du salaire à l'embauche dans le premier emploi. Ceci est en partie du au fait que la majorité des jeunes concernés commencent par des contrats particuliers qui offrent des salaires inférieurs ou égaux au SMIC. Il est alors plus pertinent de regarder cet effet quelque temps après.

sortants du lycée professionnel et ne connaissent de salaires d'embauche ni de croissances de salaire plus faibles. Ainsi, en se basant sur quatre critères statistiques différents, cette analyse conforte l'idée selon laquelle l'apprentissage permet à l'heure actuelle une assez bonne insertion des jeunes: les apprentis sont plus facilement employés et obtiennent en moyenne des salaires plus élevés que les sortants du lycée professionnel puisqu'ils sont plus probablement employés à temps plein par la suite. Cette constatation devrait inciter les régions à favoriser plus encore l'apprentissage sachant que leur rôle dans le développement de cette filière de formation professionnelle est déjà prépondérant.

Il apparaît de plus que les conditions d'insertion ne sont pas seulement dépendantes du diplôme obtenu mais aussi du niveau d'études atteint. Ainsi, même si les personnes ne réussissent pas à obtenir une validation de leur formation, le fait d'avoir entrepris cette formation contribue à leur faciliter l'accès à l'emploi. En ne retenant que le critère salarial, ce gain ne serait pas apparu car les salaires sont encore fortement dépendants du diplôme obtenu.

Bibliographie

Barnow B.S., Cain G.G., Goldberger A.S., 1981, « Issues in the analysis of selectivity bias », *Evaluation Studies Review Annual*, vol.5, Edited by E.W. Stromsdorfer et G. Farkas, Bervely Hills, CA and London : sage Pub., p. 43-59.

Bonnal L., Fleury L., Rochard M.B., 1999, « L'insertion professionnelle des apprentis et des lycéens professionnels : des emplois proches des formations suivies, une enquête réalisée en région Centre », *Economie et Statistique*, n°323.

Bonnal L., Mendès S., Sofer C., 1998, « Acces to first job : a comparison between apprenticeship and vocational training in France », *working paper Targeted Socio-Economic Research*, STT.

Booth A.L., Satchell S.E., 1994, « Apprenticeship and job tenure », *Oxford Economic Papers, Special issue on vocational training*, vol. 46, p. 676-695.

Damoiselet N., Lévy-Garboua L., 1999, « Educational systems from an economic perspective : an international comparison », *working paper Targeted Socio-Economic Research*, STT.

Duru-Bellat M., Jarousse J.P., Mingat A., 1992, « De l'orientation en fin de cinquième au fonctionnement du collège », *Cahier de l'Iredu*, vol.3, n°51.

Grelet Y., 1994, « L'entrée dans la vie active après l'enseignement secondaire : l'insertion dans les régions en 1993 », *Economie et Statistique*, n°277-278, p. 95-110.

Groot W., Plug E., 1998, « Apprenticeship versus vocational education : exemplified by the Dutch situation », *working paper Targeted Socio-Economic Research*, STT.

Heckman J.J., 1979, « Sample Selection Bias as a Specification Error », *Econometrica*, vol.47.

Pérot Y. et Simon-Zarca G., 1998, « Apprentissage : de nouveaux parcours de formation », BREF CEREQ n°139, février.

Stankiewicz F., 1992, « La mesure de l'efficacité des stages de formation destinés aux demandeurs d'emploi », *Travail et Emploi*, n°64, p. 49-63.

Sollogoub M., Ulrich V., 1999, « Les jeunes en apprentissage ou en lycée professionnel, une mesure quantitative et qualitative de leur insertion sur le marché du travail », *Economie et Statistique*, n°323.

Ulrich V., 1999, « Les jeunes peu qualifiés sur le marché du travail en France : une analyse empirique des effets de la filière de formation, de la nature du contrat d'embauche et du contexte local », Thèse de doctorat, Université de Paris 1.

Tableau 1**Répartition des enquêtés selon leur plus haut diplôme***Jeunes de moins de 30 ans ou ayant terminé leurs études depuis moins de sept ans*

	Pourcentage de jeunes de l'enquête sortis du système scolaire avant 1997	dont pourcentage d'apprentis (au sein du système scolaire)	dont pourcentage d'apprentis (hors du système scolaire)
→ 2 ^{ème} ou 3 ^{ème} cycle universitaire	8,59	0,82	3,09
→ grande école, diplôme d'ingénieur	3,06	1,16	1,73
→ 1 ^{er} cycle universitaire	1,75	0	0
→ BTS, DUT	10,97	0,65	3,07
→ diplôme paramédical ou social	1,86	0	3,81
→ baccalauréat général	7,49	1,42	2,36
→ baccalauréat technologique, bac et brevet professionnels, diplôme de niveau technicien, supérieur (sauf BTS et DUT)	10,89	4,55	4,23
→ CAP, BEP et BEPC	12,44	15,95	5,27
→ CAP, BEP seul	16,49	26,64	7,20
→ BEPC seul	6,57	7,01	4,85
→ CEP ou aucun diplôme	19,88	11,48	6,60

Source : enquête « jeunes et carrières », INSEE 1997

Tableau 2**Répartition des enquêtés selon leur niveau d'études***(Jeunes de moins de 30 ans ou ayant terminé leurs études depuis moins de sept ans possédant au plus un diplôme de baccalauréat professionnel)*

	Pourcentage de jeunes de l'enquête sortis du système scolaire avant 1997	dont pourcentage d'apprentis (au sein du système scolaire)	dont pourcentage d'apprentis (hors du système scolaire)
→ baccalauréat technologique, bac et brevet professionnels, diplôme de niveau technicien, supérieur (sauf BTS et DUT) nivdip3	7,75	7,05	4,56
→ CAP, BEP et niveau d'études seconde ou première (général ou bac pro) nivdip23	5,05	19,75	9,55
→ CAP, BEP et niveau d'études troisième nivdip22	29,28	19,65	5,49
→ CAP, BEP sans troisième nivdip21	15,36	30,54	7,11
→ niveau d'études seconde/ première (générale ou bac pro) sans diplôme nivdip15	4,53	4,96	4,96
→ troisième et niveau CAP, BEP sans diplôme nivdip14	8,61	19,40	8,58
→ niveau CAP, BEP sans diplôme nivdip13	8,07	35,86	11,16
→ niveau première année CAP, BEP sans diplôme nivdip12	11,54	13,65	5,01
→ niveau primaire ou secondaire sans diplôme nivdip11	9,80	12,79	2,95

Source : enquête « jeunes et carrières », INSEE 1997

Tableau 3
Probabilité de passer par l'apprentissage

Probit (avec correction de l'hétéroscédasticité)
 Nombre d'observations = 3060
 Log vraisemblance = -1394.836
 Pseudo R2 = 0.0747

	<i>coefficients</i>	<i>Ecart-s-type</i>	<i>z</i>
Homme	.6091585	.0556324	10.950
<i>Région de naissance (Ile-de-France en référence)</i>			
Champagne Ardennes	.092715	.1647605	0.563
Picardie	-.0099229	.1761252	-0.056
Haute Normandie	.0829778	.1571008	0.528
Centre	.5034341	.1584952	3.176
Basse Normandie	.5833065	.1668928	3.495
Bourgogne	.3418222	.1478467	2.312
Nord Pas de Calais	-.2527505	.1380175	-1.831
Lorraine	.3608917	.1661384	2.172
Alsace	.4848004	.1535852	3.157
Franche Comté	.2212439	.1654513	1.337
Pays de la Loire	.1991679	.1351716	1.473
Bretagne	.3736355	.1449681	2.577
Poitou Charentes	.6385317	.1615678	3.952
Aquitaine	.3130819	.1580673	1.981
Midi Pyrénées	.4087473	.1869233	2.187
Limousin	.2324803	.1965442	1.183
Rhône Alpes	.2337129	.129659	1.803
Auvergne	.2874506	.1786936	1.609
Languedoc Roussillon	.3259181	.1783844	1.827
Provence, Côte d'Azur	.1240422	.1462436	0.848
Dom-Tom et étranger	-.4437899	.3588977	-1.237
Non renseignée	-.0113733	.1813489	-0.063
<i>Nationalité du père (française en référence)</i>			
Afrique du Nord	-.3906563	.1677403	-2.329
Italie, Espagne, Portugal	.0128467	.1488291	0.086
Autre nationalité	-.4238164	.2115117	-2.004
<i>C.S.P. du père (ouvrier en référence)</i>			
Agriculteur	-.1845104	.1181214	-1.562
Artisan	-.0117113	.0928372	-0.126
Profession intermédiaire	.0105289	.0951287	0.111
Employé	.1293086	.0814235	1.588
Cadre	.211125	.1565285	1.349
Non renseignée	-.0115847	.1269578	-0.091
<i>Année de naissance (avant 1969 en référence)</i>			
1969	-.0459952	.1051337	-0.437
1970	-.0727634	.1073765	-0.678
1971	-.0821773	.1066546	-0.770
1972	-.0108243	.1114617	-0.097
1973	.0267771	.1117438	0.240
1974	-.1586219	.1201743	-1.320
1975	.0016886	.1265947	0.013
1976	-.089986	.1332579	-0.675
1977	.159933	.1483745	1.078
1978	.2034475	.173047	1.176
constante	-1.387999	.1218921	-11.387

Source : enquête « jeunes et carrières », INSEE 1997

Tableau 4

Probabilité d'être en emploi en 1997 (versus chômage)

Probit avec correction de l'hétéroscédasticité

Nombre d'observations = 2754

Log vraisemblance = -1379.752

Pseudo R2 = 0.1550

	<i>coefficients</i>	<i>Ecart-type</i>	<i>Z</i>
Homme	.3253672	.0706334	4.606
Nombre d'enfants pour les H	-.4549584	.1806164	-2.519
Nombre d'enfants pour les F	.3758297	.219183	1.715
Vie en couple	.3204102	.0669357	4.787
A eu un prob. grave de santé	-.2373633	.0739411	-3.210
<i>Nationalité du père (française en référence)</i>			
Afrique du Nord	-.6915777	.1343387	-5.148
Italie, Espagne, Portugal	.0224383	.1392925	0.161
Autre nationalité	-.1987818	.2190362	-0.908
<i>Niveau d'études (cep ou sans diplôme en référence)</i>			
nivdip12	.1445873	.1292511	1.119
nivdip13	.2371793	.1472387	1.611
nivdip21	.6754637	.1461021	4.623
nivdip14	.363311	.1552328	2.340
nivdip22	.6451556	.1410315	4.575
nivdip15	.5211156	.1690708	3.082
nivdip23	1.042675	.1893717	5.506
nivdip3	.8650508	.1738509	4.976
Apprentissage (format°. initiale)	.1496025	.0750455	1.993
Apprentissage (hors f. initiale)	.2463619	.1228592	2.005
<i>Année de sortie du système scolaire (1984-1985 en référence)</i>			
1986	.0279382	.1672959	0.167
1987	-.319738	.1574251	-2.031
1988	-.0288814	.1604722	-0.180
1989	-.2679072	.1525082	-1.757
1990	-.4853294	.1512259	-3.209
1991	-.3181609	.1580626	-2.013
1992	-.5329912	.1588891	-3.354
1993	-.6198467	.1646682	-3.764
1994	-.6872687	.1672025	-4.110
1995	-.9394122	.1735856	-5.412
1996	-1.262346	.1721508	-7.333
<i>Région d'habitation (Ile-de-France en référence)</i>			
Champagne Ardennes	-.1948651	.244027	-0.799
Picardie	-.0940196	.2393306	-0.393
Haute Normandie	-.0952467	.2291783	-0.416
Centre	.1661171	.2376105	0.699
Basse Normandie	-.4283918	.2464462	-1.738
Bourgogne	.1691899	.2335373	0.724
Nord Pas de Calais	-.3287202	.214653	-1.531
Lorraine	.1471167	.2555207	0.576
Alsace	.4199586	.2441884	1.720
Franche Comté	.3420003	.2417991	1.414
Pays de la Loire	.1984047	.2211136	0.897
Bretagne	.154796	.2308019	0.671
Poitou Charentes	.298905	.2491357	1.200

Aquitaine	.0834522	.243934	0.342
Midi Pyrénées	.085031	.2480632	0.343
Limousin	-.0635996	.2488927	-0.256
Rhône Alpes	.2596823	.21515	1.207
Auvergne	.1159275	.2450181	0.473
Languedoc Roussillon	-.2455981	.2505562	-0.980
Provence, Côte d'Azur	-.1330539	.2178747	-0.611
<i>Taille de l'agglomération (référence : agglomération parisienne)</i>			
Moins de 5000 habitants	-.2009792	.2138732	-0.940
De 5000 à 100000 habitants	-.2530601	.2133872	-1.186
De 100000 à 2 000000 habit.	-.3124028	.2182535	-1.431
Correction biais de sélection*	-.1558366	.4377796	-0.356
constante	.4843535	.1698495	2.852

Source : enquête « jeunes et carrières », INSEE 1997

Le coefficient associé au terme de correction du biais d'endogénéité du à l'introduction de la variable apprentissage n'était pas significatif. Le terme fut enlevé pour que le coefficient associé à la variable apprentissage récupère l'impact réel du passage par l'apprentissage sur l'emploi.

* les résultats de l'estimation de la probabilité d'être actif sont disponibles à la demande.

Tableau 5

Probabilité d'être employé à temps partiel en 1997 (versus temps plein)

Probit avec correction de l'hétéroscédasticité

Nombre d'observations = 1602

Log vraisemblance = -550.43916

Pseudo R2 = 0.3006

	<i>coefficients</i>	<i>Ecart-type</i>	<i>Z</i>
Homme	-.4655205	.1665377	-2.795
<i>Niveau d'études (cep ou sans diplôme en référence)</i>			
nivdip12	.6728031	.2322664	2.897
nivdip13	-.0068287	.2619313	-0.026
nivdip21	.4453542	.2292064	1.943
nivdip14	.2661677	.2501747	1.064
nivdip22	.2582828	.2173186	1.188
nivdip15	.0862061	.2873001	0.300
nivdip23	.1254343	.2698552	0.465
nivdip3	-.1288831	.2578928	-0.500
Apprentissage (format°. initiale)	-2.132565	.8339669	-2.557
Apprentissage (hors f. initiale)	-.0007647	.1681362	-0.005
Correction biais d'endogénéité*	1.203995	.4673172	2.576
<i>Année de sortie du système scolaire (1984-1985 en référence)</i>			
1986	-.0378332	.2450111	-0.154
1987	.0065721	.2363908	0.028
1988	.0733505	.2352407	0.312
1989	.0336559	.2368724	0.142
1990	.2750323	.2363493	1.164
1991	.3969882	.2378906	1.669
1992	.23276	.2518286	0.924
1993	.4887276	.2565426	1.905
1994	.2796951	.2656243	1.053
1995	.3784138	.2900159	1.305
1996	.5875033	.2996123	1.961

<i>Région d'habitation (Ile-de-France en référence)</i>			
Champagne Ardennes	.84494	.4587028	1.842
Picardie	.8338664	.4451986	1.873
Haute Normandie	.543353	.4139194	1.313
Centre	.4427882	.4364721	1.014
Basse Normandie	.8479982	.4582167	1.851
Bourgogne	.7786808	.4324269	1.801
Nord Pas de Calais	.5407283	.4045958	1.336
Lorraine	.096525	.482118	0.200
Alsace	.4182588	.4337896	0.964
Franche Comté	.3493942	.4326216	0.808
Pays de la Loire	.9612343	.4018129	2.392
Bretagne	1.093946	.4106708	2.664
Poitou Charentes	.7515192	.4527219	1.660
Aquitaine	.6102372	.4313492	1.415
Midi Pyrénées	.571303	.4420312	1.292
Limousin	1.063121	.4333244	2.453
Rhône Alpes	.6713132	.3957949	1.696
Auvergne	1.155932	.4289205	2.695
Languedoc Roussillon	.2211759	.4670586	0.474
Provence, Côte d'Azur	.5276471	.4087564	1.291
<i>Taille de l'agglomération (référence : agglomération parisienne)</i>			
Moins de 5000 habitants	-.1861824	.3985837	-0.467
De 5000 à 100000 habitants	-.1242573	.3958755	-0.314
De 100000 à 2 000000 habit.	-.1524668	.4036543	-0.378
<i>Conditions d'insertion</i>			
Nmbre de périodes de chômage	.0127817	.0048184	2.653
Durée d'accès au 1 ^{er} emploi	.0043447	.0020711	2.098
Interruption pour s.militaire	-.0151753	.0336302	-0.451
Interruption pour c.maternité	.0308462	.3581682	0.086
Ancienneté	-.0091123	.0044636	-2.041
Ancienneté au carré	.0000202	.0000401	0.504
<i>Secteur d'activité (industrie en référence)</i>			
Agriculture	.4690842	.4886315	0.960
Construction	.1932342	.2777143	0.696
Commerce et réparations	1.146492	.1765653	6.493
Service marchand	1.007292	.172796	5.829
Service non marchand	1.416043	.177277	7.988
<i>Taille de l'entreprise (inférieure à 3 employés en référence)</i>			
De 4 à 10 employés	-.199243	.1480854	-1.345
De 11 à 50 employés	-.254636	.1349986	-1.886
De 51 à 200 employés	-.4844021	.1556936	-3.111
De 200 à 1000 employés	-.4467044	.1616808	-2.763
Plus de 1000 employés	-.0644906	.1472191	-0.438
Correction biais de sélection**	1.013094	.3203226	3.163
constante	-1.892007	.4008695	-4.720

Source : enquête « jeunes et carrières », INSEE 1997

* Ccoefficient associé au terme de correction du biais d'endogénéité du à l'introduction de la variable apprentissage.

** Les résultats de l'estimation de la probabilité d'être occupé sont disponibles à la demande.

Tableau 6

Le salaire horaire en 1997

Régression linéaire avec correction de l'hétéroscédasticité
 Nombre d'observations = 1524

	<i>coefficients</i>	<i>Ecart-s-type</i>	<i>Z</i>
Homme	.0982219	.0128228	7.660
<i>Niveau d'études (cep ou sans diplôme en référence)</i>			
nivdip12	.0108502	.0249972	0.434
nivdip13	-.0064011	.0260306	-0.246
nivdip21	.0481567	.0236059	2.040
nivdip14	.011587	.0268982	0.431
nivdip22	.0802001	.0225947	3.550
nivdip15	.0899501	.0318966	2.820
nivdip23	.0996154	.0285493	3.489
nivdip3	.1349703	.026807	5.035
Apprentissage (format°. initiale)	.0022833	.0120885	0.189
Apprentissage (hors f. initiale)	-.0804329	.0177593	-4.529
<i>Année de sortie du système scolaire (1984-1985 en référence)</i>			
1986	.0217198	.0254703	0.853
1987	.0381963	.0247434	1.544
1988	.0040225	.0246986	0.163
1989	.0014397	.0243506	0.059
1990	-.0312371	.0253767	-1.231
1991	-.0100998	.025792	-0.392
1992	-.0217128	.0269002	-0.807
1993	-.0579278	.0280208	-2.067
1994	-.116391	.0288223	-4.038
1995	-.116839	.0312554	-3.738
1996	-.105363	.0325751	-3.234
<i>Région d'habitation (Ile-de-France en référence)</i>			
Champagne Ardennes	-.0669466	.0450267	-1.487
Picardie	-.0594918	.0419734	-1.417
Haute Normandie	-.0980902	.0393772	-2.491
Centre	-.0944071	.0393799	-2.397
Basse Normandie	-.1028208	.0431548	-2.383
Bourgogne	-.0865244	.0398403	-2.172
Nord Pas de Calais	-.1128693	.0378778	-2.980
Lorraine	-.0636698	.0443515	-1.436
Alsace	-.0434917	.0392081	-1.109
Franche Comté	-.1150059	.0393642	-2.922
Pays de la Loire	-.0723609	.0381003	-1.899
Bretagne	-.0946416	.0389214	-2.432
Poitou Charentes	-.0881256	.0414075	-2.128
Aquitaine	-.1186385	.0412931	-2.873
Midi Pyrénées	-.1575153	.044214	-3.563

Limousin	-.103876	.0430891	-2.411
Rhône Alpes	-.0543305	.0368448	-1.475
Auvergne	-.1184405	.0415734	-2.849
Languedoc Roussillon	-.0964036	.0449512	-2.145
Provence, Côte d'Azur	-.0606033	.0388899	-1.558
<i>Taille de l'agglomération (référence : agglomération parisienne)</i>			
Moins de 5000 habitants	-.0439765	.037048	-1.187
De 5000 à 100000 habitants	-.0360658	.0367816	-0.981
De 100000 à 2 000000 habit.	-.0146463	.0376125	-0.389
<i>Conditions d'insertion</i>			
Nmbre de périodes de chômage	-.0007358	.0005491	-1.340
Durée d'accès au 1 ^{er} emploi	-.0006735	.0002356	-2.859
Interruption pour s.militaire	-.0017782	.0020642	-0.861
Interruption pour c.maternité	-.0629003	.047818	-1.315
Ancienneté	.0018259	.000439	4.159
Ancienneté au carré	-6.38e-06	3.62e-06	-1.764
<i>Secteur d'activité (industrie en référence)</i>			
Agriculture	-.054914	.04792	-1.146
Construction	-.0466313	.0181607	-2.568
Commerce et réparations	-.0798586	.0145592	-5.485
Service marchand	-.042669	.013694	-3.116
Service non marchand	-.0293633	.015433	-1.903
<i>Taille de l'entreprise (inférieure à 3 employés en référence)</i>			
De 4 à 10 employés	-.0288209	.0162916	-1.769
De 11 à 50 employés	.0034165	.0148665	0.230
De 51 à 200 employés	.0350521	.0161528	2.170
De 200 à 1000 employés	.0423321	.0170092	2.489
Plus de 1000 employés	.0836389	.0166441	5.025
Correction biais de sélection*	.016182	.0397596	0.407
constante	3.564755	.040665	87.662

Source : enquête « jeunes et carrières », INSEE 1997

Le coefficient associé au terme de correction du biais d'endogénéité du à l'introduction de la variable apprentissage n'était pas significatif. Le terme fut enlevé pour que le coefficient associé à la variable apprentissage récupère l'impact réel du passage par l'apprentissage sur le salaire.

* les résultats de l'estimation de la probabilité d'être occupé sont disponibles à la demande.

Tableau 8

Le salaire horaire d'embauche au premier emploi de plus de 6 mois

Régression linéaire avec correction de l'hétéroscédasticité

Nombre d'observations =

	<i>coefficients</i>	<i>Ecart-type</i>	<i>Z</i>
Homme	.0479271	.0107605	4.454
<i>Niveau d'études (cep ou sans diplôme en référence)</i>			
nivdip12	.0085522	.02144	0.399
nivdip13	-.0105022	.0237263	-0.443
nivdip21	.0290653	.0237161	1.226
nivdip14	.0217447	.023482	0.926
nivdip22	.0327559	.0237724	1.378
nivdip15	.0556008	.0287186	1.936
nivdip23	.055045	.0313741	1.754
nivdip3	.0704525	.0297297	2.370
Apprentissage (format°. initiale)	.0137993	.0126522	1.091
Apprentissage (hors f. initiale)	.00817	.0177818	0.459
<i>Année de sortie du système scolaire (1984-1985 en référence)</i>			
1986	.0410821	.0223194	1.841
1987	.0470047	.0215862	2.178
1988	.0384494	.0221031	1.740
1989	.0573237	.0215035	2.666
1990	.0715469	.0228109	3.137
1991	.0808774	.0241052	3.355
1992	.0853687	.0247225	3.453
1993	.0652456	.0304888	2.140
1994	.0618653	.0336614	1.838
1995	.0598551	.037587	1.592
1996	.1011392	.0670801	1.508
<i>Conditions d'insertion</i>			
Durée d'accès au 1 ^{er} emploi	.0001809	.0002208	0.820
Secteur public	-.0395301	.0131878	-2.997
<i>Taille de l'entreprise (inférieure à 9 employés en référence)</i>			
De 11 à 50 employés	.0149025	.0119211	1.250
De 51 à 200 employés	.0388899	.0138426	2.809
Plus de 200 employés	.0667933	.0114273	5.845
Correction biais de sélection*	-.0795622	.0400084	-1.989
constante	3.333112	.0347241	95.988

Source : enquête « jeunes et carrières », INSEE 1997

Le coefficient associé au terme de correction du biais d'endogénéité du à l'introduction de la variable apprentissage n'était pas significatif. Le terme fut enlevé pour que le coefficient associé à la variable apprentissage récupère l'impact réel du passage par l'apprentissage sur l'emploi.

* les résultats de l'estimation de la probabilité d'avoir eu un premier emploi sont disponibles à la demande.