

La formation professionnelle et l'insertion sur le marché du travail : l'efficacité du contrat d'apprentissage

Véronique Simonnet et Valérie Ulrich*

Quel est 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 ? Une étude à partir des données de l'enquête *Jeunes et carrières* estime l'efficacité relative de deux filières de formation initiale : le contrat d'apprentissage et le lycée professionnel. Il en ressort que les apprentis sont plus probablement employés que les jeunes ayant choisi le lycée professionnel et moins probablement employés à temps partiel. Ils n'obtiennent pas de salaires significativement différents des sortants du lycée professionnel et ne connaissent pas de salaires d'embauche ni de croissances de salaire plus faibles.

L'analyse basée sur quatre critères statistiques différents (le taux d'emploi en 1997, le taux d'emploi à plein temps, le salaire cette même année et le salaire d'embauche dans le premier emploi de plus de six mois), conforte l'idée selon laquelle l'apprentissage permet une assez bonne insertion professionnelle des jeunes. 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.

* Véronique Simonnet appartient au TEAM (Université de Paris 1). Au moment de la rédaction de cet article, Valérie Ulrich était membre du Crest et de TEAM.
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

De puis vingt ans dans la plupart des pays européens, l'insertion professionnelle a subi de profondes mutations. Les jeunes entrent plus tard et avec plus de difficultés sur le marché du travail. 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 a conduit à analyser, à partir des données de l'enquête *Jeunes et carrières* réalisée par l'Insee en 1997 (cf. encadré 1), le rôle de la formation professionnelle initiale dans le processus d'insertion des jeunes. Les conditions et les modalités d'insertion des jeunes ne sont pas, en effet, indépendantes du fonctionnement du système éducatif. Des comparaisons internationales de ces systèmes (Damoiselet et Lévy-Garboua, 1999)

Encadré 1

UN ÉCHANTILLON DE PLUS DE 3 000 JEUNES

Cette 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 âgés alors de 19 à 45 ans. Elle regroupe environ 20 800 personnes dont 9 000 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. Schématiser le début de carrière des jeunes est dès lors possible.

Des 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 sont également disponibles. De plus, la région de naissance et la région de résidence des individus en 1997 sont connues. Empiriquement, sont analysés à la fois le rôle de la *région de naissance* (1) 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.

L'échantillon sélectionné est composé de jeunes ayant quitté l'école avant ou en 1996 avec une formation professionnelle de niveau inférieur ou égal au baccalauréat professionnel : il regroupe 3 060 individus. Bien que l'apprentissage permette depuis 1993 d'obtenir tout niveau de formation professionnelle, on ne dispose 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 A.



1. Seules deux informations concernant la région étaient disponibles pour tous : la région de naissance et la région de résidence en 1997. Comme l'on ne savait pas dans quelle région les jeunes avaient fait leurs études, on a choisi de relier le passage par l'apprentissage à la région de naissance, étant entendu que l'apprentissage se fait durant le cursus scolaire et que les jeunes résident encore majoritairement chez leurs parents.

Tableau A
Répartition des enquêtés selon leur plus haut diplôme

En %

	Jeunes de l'enquête sortis du système scolaire avant 1997	dont : apprentis au sein du système scolaire	dont : apprentis hors du système scolaire
2 ^e ou 3 ^e 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	0,00	0,00
BTS, DUT	10,97	0,65	3,07
Diplôme paramédical ou social	1,86	0,00	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

Champ : jeunes de moins de 30 ans ou ayant terminé leurs études depuis moins de sept ans.

Source : enquête *Jeunes et carrières*, 1997, Insee.

Encadré 1 (suite)

On s'intéresse 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 l'échantillon entre les différents niveaux d'études est présentée dans le tableau B. Il dévoile alors la précision de l'information détenue au niveau de la formation initiale. À partir de cette grille assez fine, il est 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. De plus, on peut voir si le fait d'avoir poursuivi des études sans avoir obtenu de diplôme supplémentaire améliore cependant l'insertion.

Une mesure de l'expérience professionnelle

Des questions spécifiques relatives à leur insertion professionnelle sont posées aux jeunes âgés de moins de trente ans ou ayant terminé leurs études initiales depuis moins de sept ans. On a 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. L'expérience des individus sur le marché a été caractérisée 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



Tableau B
Répartition des enquêtés selon leur niveau d'études

En %

Code niveau d'études (1)	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)
nivdip3	7,75	7,05	4,56
nivdip23	5,05	19,75	9,55
nivdip22	29,28	19,65	5,49
nivdip21	15,36	30,54	7,11
nivdip15	4,53	4,96	4,96
nivdip14	8,61	19,40	8,58
nivdip13	8,07	35,86	11,16
nivdip12	11,54	13,65	5,01
nivdip11	9,80	12,79	2,95

(1) Voir les intitulés des codes en tableau C.

Champ : jeunes de moins de 30 ans ou ayant terminé leurs études depuis moins de sept ans possédant au plus un diplôme de baccalauréat professionnel.

Source : enquête Jeunes et carrières, 1997, Insee.

Tableau C
Nomenclature du niveau d'études

Code	Intitulé
nivdip3	Baccalauréat technologique, bac et brevet professionnels, diplôme de niveau technicien supérieur (sauf BTS et DUT)
nivdip23	CAP, BEP et niveau d'études seconde ou première (général ou bac pro)
nivdip22	CAP, BEP et niveau d'études troisième
nivdip21	CAP, BEP sans troisième
nivdip15	Niveau d'études seconde/première (générale ou bac pro) sans diplôme
nivdip14	Troisième et niveau CAP, BEP sans diplôme
nivdip13	Niveau CAP, BEP sans diplôme
nivdip12	Niveau première année CAP, BEP sans diplôme
nivdip11	Niveau primaire ou secondaire sans diplôme

Encadré 1 (fin)

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 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, les jeunes ayant fait leur apprentissage dans la continuité de leurs études initiales sont distingués de ceux l'ayant fait une fois employés, après avoir quitté le système éducatif et recherché un emploi (2). On veut, en effet, comparer le passage par l'apprentissage et le passage par le lycée professionnel lorsque l'apprentissage 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, les jeunes

embauchés sous contrat d'apprentissage plusieurs mois après leur sortie du système scolaire peuvent être 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.

2. 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 est seulement possible de savoir si un jeune a connu au moins un contrat d'apprentissage au cours de ses études initiales. Il 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.

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.

La mise en évidence de difficultés d'insertion importantes pour les jeunes (surtout pour les peu scolarisés) conduit 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. Les effets des modes d'acquisition alternatifs de la formation professionnelle initiale sur l'insertion sont, dès lors, essentiels à rechercher : on s'interroge sur l'efficacité relative du contrat d'apprentissage et du lycée professionnel (deux filières de formation initiales conduisant à l'obtention des mêmes diplômes (1)), en connaissant leurs attraits respectifs.

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. À 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 (2).

Impact du niveau de qualification et dimension régionale

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. Plusieurs travaux récents (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.

Cette étude apporte un éclairage nouveau à cette question sous deux angles. D'une part, elle s'intéresse à l'impact du niveau de qualification à la sortie du système de formation professionnelle. L'enquête exploitée (*Jeunes et carrières*) fournissant à la fois le niveau d'études et le plus haut diplôme obtenu par un jeune, il est possible de distinguer de manière fine les différents niveaux de qualification professionnelle. Cette différenciation permet de mesurer l'importance de l'obtention du diplôme préparé sur les conditions d'insertion sur le marché du travail.

1. La liste des diplômes proposés est présentée dans les tableaux A, B et C de l'encadré 1.

2. On peut aussi se reporter à l'article de Sollogoub et Ulrich (1999) pour connaître les avantages de ces deux formations.

D'autre part, une attention particulière à la dimension régionale de la formation et de l'insertion a été apportée. En effet, les régions françaises présentent des caractéristiques très hétérogènes dans le domaine de la formation professionnelle initiale (3). Deux éléments discriminent fortement les régions. Le premier est l'intensité de la scolarisation. Il existe un clivage historique entre le Nord industriel où prédominent les formations professionnelles courtes et le Sud caractérisé par des études longues et générales (4). 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 traditionnellement fortement présent.

Cette hétérogénéité régionale est le résultat des mouvements de déconcentration des politiques de formation professionnelle, entamés dès 1983 : elles 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 fran-

çais. La spécificité des régions est par conséquent un élément devant 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 permet 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 (cf. encadré 2). Cette analyse offre de plus la possibilité de 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.

3. Cf. Évaluation 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.

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

Encadré 2

LA MÉTHODE D'ESTIMATION : UNE ANALYSE MULTICRITÈRES

Une première estimation éclaire sur les déterminants du choix de la filière professionnelle. On régresse, 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 donne le rôle des caractéristiques individuelles, de la filière professionnelle suivie, du niveau de qualification atteint et des régions sur les différents critères retenus. Le rôle du choix de filière et de la région sur l'insertion à différents niveaux (1) peut ainsi être apprécié.

Pour corriger l'éventuel biais de sélection dû au fait que l'on retient 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), on estime préalablement la probabilité d'être sélectionné et on calcule à partir de celle-ci l'inverse du ratio de Mills.

Un soin particulier est apporté 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. On peut ainsi juger si seule la possession d'un diplôme supérieur s'accompagne d'une plus



1. 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 carrières ne fournit pas cette information pour tous les individus interrogés.

Encadré 2 (suite)

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.

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 un risque que le rendement mesuré soit la combinaison de deux effets : l'effet spécifique du mode de formation, que l'on cherche à mettre en évidence, et l'effet d'auto-sélection. Ce dernier provient du fait que les deux populations 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.

L'effet d'auto-sélection pose un problème d'endogénéité dans les estimations successives du choix de formation et des critères de réussites 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, on applique la méthode de Barnow, Cain et Golberger (1981). Elle 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.

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

$$I^* = \gamma Z_1 + u \quad [1]$$

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

La liste des variables qui composent Z_1 est reportée dans le tableau 1.

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

$$E^* = \rho Z_2 + \alpha_1 I + \delta_1 \hat{\lambda} + \eta_1 \hat{\kappa}_1 + v \quad [2]$$

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

La liste des variables qui composent Z_2 est reportée dans le tableau 2.

λ 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 α_1 .

On calcule λ , selon la méthode de Barnow, Cain et Goldberger (1981), comme suit :

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

$$\hat{\lambda} = I \times \frac{\phi(\hat{\gamma} Z_1)}{\Phi(\hat{\gamma} Z_1)} + (1 - I) \times \frac{-\phi(\hat{\gamma} Z_1)}{1 - \Phi(\hat{\gamma} Z_1)}$$

où ϕ et Φ sont respectivement la fonction de densité et la fonction de distribution cumulative de la loi normale standard.

Le coefficient α_1 donne le réel impact du passage par l'apprentissage sur la probabilité d'être en emploi ; le coefficient δ_1 montre dans quelle mesure certaines caractéristiques inobservables qui influencent le passage par l'apprentissage conditionnent aussi l'emploi.

κ_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 :

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

On calcule ensuite l'inverse du ratio de Mills, $\hat{\kappa}_1 = \frac{\phi(\hat{\sigma} W)}{\Phi(\hat{\sigma} W)}$ 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 :

$$EP^* = \rho Z_3 + \alpha_2 I + \delta_2 \hat{\lambda} + \eta_2 \hat{\kappa}_2 + \tau \quad [3]$$

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

La liste des variables qui composent Z_3 est reportée dans le tableau 3.

À nouveau, λ est le terme de correction du biais d'endogénéité et κ_2 est un terme de correction du biais de sélection dû au fait que l'équation [3] n'est estimée que pour les personnes occupées.

Le logarithme du salaire est estimé comme suit :

$$Y = \beta X + \alpha_3 I + \delta_3 \hat{\lambda} + \eta_3 \hat{\kappa}_3 + \mu \quad [4]$$

La liste des variables qui composent X est reportée dans le tableau 4 pour l'estimation du salaire horaire de 1997 et dans le tableau 5 pour l'estimation du salaire horaire d'embauche dans le premier emploi de plus de six mois. λ est le terme de correction du biais d'endogénéité et κ_3 est un terme de correction du biais de sélection dû 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. Par ailleurs, dans les équations [2], [3] et [4], les écarts-types sont corrigés par la méthode de Murphy et Topel (1985) dans la mesure où ils peuvent être biaisés par l'introduction du terme de correction pour le biais d'endogénéité estimé à partir des résultats de l'équation [1] (2).

2. Dans toute estimation en deux étapes consistant à introduire dans l'équation de la deuxième étape (l'équation principale) des variables non directement observées mais estimées dans une première étape (ici, le terme de correction pour le biais d'endogénéité), les écarts-types générés par l'estimation de l'équation principale sont incorrects. Murphy et Topel (1985) présentent la méthode de calcul de la matrice de variance-covariance correcte dans la deuxième étape et donnent les conditions sous lesquelles cette méthode s'applique. Une note explicative de cette méthode peut être obtenue auprès des auteurs.

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.

Le rôle primordial du poids accordé à l'apprentissage dans la région

Le choix d'une formation professionnelle par apprentissage (par opposition au lycée professionnel) apparaît davantage géré par le contexte local que par des caractéristiques

individuelles (cf. tableau 1). Ainsi, de nombreuses régions telles le Centre, la Basse-Normandie, la Bourgogne, la Lorraine, l'Alsace, la Bretagne, le Poitou-Charentes, l'Aquitaine, Midi-Pyrénées et Rhône-Alpes forment plus de jeunes apprentis que l'Île-de-France. Une explication tient au fait que l'apprentissage est peu répandu en Île-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. Ils montrent aussi que l'offre de formation

Tableau 1
Probabilité de passer par l'apprentissage

	Coefficients	Z
Homme	0,61	10,95
Région de naissance (<i>Île-de-France en référence</i>)		
Champagne-Ardenne	0,09	0,56
Picardie	- 0,01	- 0,06
Haute-Normandie	0,08	0,53
Centre	0,50	3,18
Basse-Normandie	0,58	3,50
Bourgogne	0,34	2,31
Nord-Pas-de-Calais	- 0,25	- 1,83
Lorraine	0,36	2,17
Alsace	0,48	3,16
Franche-Comté	0,22	1,34
Pays de la Loire	0,20	1,47
Bretagne	0,37	2,56
Poitou-Charentes	0,64	3,95
Aquitaine	0,31	1,98
Midi-Pyrénées	0,41	2,19
Limousin	0,23	1,18
Rhône-Alpes	0,23	1,80
Auvergne	0,29	1,61
Languedoc-Roussillon	0,33	1,83
Provence-Côte d'Azur	0,12	0,85
Dom-Tom et étranger	- 0,44	- 1,24
Non renseignée	- 0,01	- 0,06
Nationalité du père (<i>française en référence</i>)		
Afrique du Nord	- 0,39	- 2,33
Italie, Espagne, Portugal	0,01	0,09
Autre nationalité	- 0,42	- 2,00
Catégorie socioprofessionnelle du père (<i>ouvrier en référence</i>)		
Agriculteur	- 0,18	- 1,56
Artisan	- 0,01	- 0,13
Profession intermédiaire	0,01	0,11
Employé	0,13	1,59
Cadre	0,21	1,35
Non renseignée	- 0,01	- 0,09
Année de naissance (<i>avant 1969 en référence</i>)		
1969	- 0,05	- 0,44
1970	- 0,07	- 0,68
1971	- 0,08	- 0,77
1972	- 0,01	- 0,10
1973	0,03	0,24
1974	- 0,16	- 1,32
1975	0,00	0,01
1976	- 0,09	- 0,68
1977	0,16	1,08
1978	0,20	1,18
Constante	- 1,39	- 11,39

Lecture : toutes choses égales par ailleurs, être un homme augmente significativement la probabilité d'entrer en apprentissage.
Champ : 3 060 observations (probit avec correction de l'hétéroscédasticité ; Log vraisemblance = - 1394,836 ; pseudo R2 = 0,0747).
Source : enquête Jeunes et carrières, 1997, Insee.

Tableau 2
Probabilité d'être en emploi en 1997 (versus chômeur)

	Coefficients	Z
Homme	0,33	4,61
Nombre d'enfants pour les hommes	- 0,46	- 2,52
Nombre d'enfants pour les femmes	0,38	1,71
Vie en couple	0,32	4,79
A eu un problème grave de santé	- 0,24	- 3,21
Nationalité du père (française en référence)		
Afrique du Nord	- 0,69	- 5,15
Italie, Espagne, Portugal	0,02	0,16
Autre nationalité	- 0,20	- 0,91
Niveau d'études (1) (CEP ou sans diplôme en référence)		
nivdip12	0,14	1,12
nivdip13	0,24	1,61
nivdip21	0,68	4,62
nivdip14	0,36	2,34
nivdip22	0,65	4,58
nivdip15	0,52	3,08
nivdip23	1,04	5,56
nivdip3	0,87	4,98
Apprentissage (formation initiale)	0,15	1,99
Apprentissage (hors formation initiale)	0,25	2,00
Année de sortie du système scolaire (1984-1985 en référence)		
1986	0,03	0,17
1987	- 0,32	- 2,03
1988	- 0,03	- 0,18
1989	- 0,27	- 1,76
1990	- 0,49	- 3,21
1991	- 0,32	- 2,01
1992	- 0,53	- 3,35
1993	- 0,62	- 3,76
1994	- 0,69	- 4,11
1995	- 0,94	- 5,41
1996	- 1,26	- 7,33
Région d'habitation (Île-de-France en référence)		
Champagne-Ardenne	- 0,20	- 0,80
Picardie	- 0,09	- 0,39
Haute-Normandie	- 0,09	- 0,42
Centre	0,17	0,70
Basse-Normandie	- 0,43	- 1,74
Bourgogne	0,17	0,72
Nord-Pas-de-Calais	- 0,33	- 1,53
Lorraine	0,15	0,58
Alsace	0,42	1,72
Franche-Comté	0,34	1,41
Pays de la Loire	0,20	0,90
Bretagne	0,15	0,67
Poitou-Charentes	0,30	1,20
Aquitaine	0,08	0,34
Midi-Pyrénées	0,08	0,34
Limousin	- 0,06	- 0,26
Rhône-Alpes	0,26	1,21
Auvergne	0,12	0,47
Languedoc-Roussillon	- 0,25	- 0,98
Provence-Côte d'Azur	- 0,13	- 0,61
Taille de l'agglomération (référence : agglomération parisienne)		
Moins de 5 000 habitants	- 0,20	- 0,94
De 5 000 à 100 000 habitants	- 0,25	- 1,19
De 100 000 à 2 000 000 habitants	- 0,31	- 1,43
Correction biais de sélection (2)	- 0,16	- 0,36
Constante	0,48	2,85
1. Voir correspondance codes-intitulés dans le tableau C de l'encadré 1.		
2. Les résultats de l'estimation de la probabilité d'être actif sont disponibles auprès des auteurs.		

Lecture : toutes choses égales par ailleurs, être un homme augmente significativement la probabilité d'être employé en 1997. Le coefficient associé au terme de correction du biais d'endogénéité dû à l'introduction de la variable apprentissage n'était pas significatif. Le terme a été enlevé pour que le coefficient associé à la variable apprentissage récupère l'impact réel du passage par l'apprentissage sur l'emploi.

Champ : 2 754 observations (probit avec correction de l'hétéroscédasticité ; Log vraisemblance = - 1379,752 ; pseudo R2 = 0,1550).

Source : enquête Jeunes et carrières, 1997, Insee.

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 (Centre de formation des apprentis) qui varie beaucoup d'une région à l'autre. Ces résultats 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, qui avaient auparavant un pouvoir explicatif (Duru-Bellat, Jarousse et Mingat, 1992 ; Sollogoub et Ulrich, 1999) ne l'ont plus (5). 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. La non significativité de cette variable dans cette étude 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 y étaient orientés.

Si les caractéristiques individuelles et familiales semblent avoir désormais un rôle moindre, les jeunes originaires d'Afrique du Nord ont néanmoins plus de difficulté à accéder à l'apprentissage. La discrimination que pratiquent les maîtres d'apprentissage à l'égard des jeunes de parents immigrés l'expliquerait en partie. Mais aussi, les parents d'origine étrangère ont certainement moins de connaissances et donc moins de chance de pouvoir placer leurs enfants en apprentissage alors que les réseaux familiaux et sociaux des parents aident en général fortement pour trouver un maître d'apprentissage. Ces explications qui ressortent du rapport sur les « conditions

d'accès à l'entreprise des jeunes d'origine étrangère : nature des résistances » (Deroche et Viprey, 1998) trouvent un écho dans cette étude.

Le passage par l'apprentissage favorise la probabilité d'être embauché

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 (cf. tableaux 2 à 5) .

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 (6).

Cependant, le fait de passer par l'apprentissage augmente sensiblement, toutes choses égales par ailleurs, 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 1989-1993, 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

5. Les études antérieures concernant l'efficacité des deux modes de formation ne tenaient pas compte de la région (ou en tenaient 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.

6. Lorsque le terme de correction pour le biais d'endogénéité est non significatif, il faut le retirer des équations pour que le coefficient associé à la variable apprentissage récupère l'impact réel du passage par l'apprentissage (cf. tableaux 2, 4 et 5). En effet, si ce terme est conservé alors qu'il est non significatif, le coefficient associé à la variable apprentissage capte le seul effet des variables observées introduites dans le probit [équation (1)] et pas l'impact des éventuelles caractéristiques inobservables qui influencent le passage par l'apprentissage.

Tableau 3
Probabilité d'être employé à temps partiel en 1997 (versus temps plein)

	Coefficients	Z
Homme	- 0,47	- 2,79
Niveau d'études (1) (CEP ou sans diplôme en référence)		
nivdip12	0,67	2,90
nivdip13	- 0,01	- 0,03
nivdip21	0,44	1,94
nivdip14	0,27	1,06
nivdip22	0,26	1,19
nivdip15	0,09	0,30
nivdip23	0,12	0,46
nivdip3	- 0,13	- 0,50
Apprentissage (formation initiale)	- 2,13	- 2,56
Apprentissage (hors formation initiale)	- 0,00	- 0,01
Correction biais d'endogénéité (2)	1,20	2,58
Année de sortie du système scolaire (1984-1985 en référence)		
1986	- 0,04	- 0,15
1987	0,01	0,03
1988	0,07	0,31
1989	0,03	0,14
1990	0,27	1,16
1991	0,40	1,67
1992	0,23	0,92
1993	0,49	1,90
1994	0,28	1,05
1995	0,38	1,30
1996	0,59	1,96
Région d'habitation (Île-de-France en référence)		
Champagne-Ardenne	0,84	1,84
Picardie	0,83	1,87
Haute-Normandie	0,54	1,31
Centre	0,44	1,01
Basse-Normandie	0,85	1,85
Bourgogne	0,78	1,80
Nord-Pas-de-Calais	0,54	1,34
Lorraine	0,09	0,20
Alsace	0,42	0,96
Franche-Comté	0,35	0,81
Pays de la Loire	0,96	2,39
Bretagne	1,09	2,66
Poitou-Charentes	0,75	1,66
Aquitaine	0,61	1,41
Midi-Pyrénées	0,57	1,29
Limousin	1,06	2,45
Rhône-Alpes	0,67	1,70
Auvergne	1,16	2,69
Languedoc-Roussillon	0,22	0,47
Provence-Côte d'Azur	0,53	1,29
Taille de l'agglomération (agglomération parisienne en référence)		
Moins de 5 000 habitants	- 0,19	- 0,47
De 5 000 à 100 000 habitants	- 0,12	- 0,31
De 100 000 à 2 000 000 habitants	- 0,15	- 0,38
Conditions d'insertion		
Nombre de périodes de chômage	0,01	2,65
Durée d'accès au 1 ^{er} emploi	0,00	2,10
Interruption pour service militaire	- 0,02	- 0,45
Interruption pour congé maternité	0,03	0,09
Ancienneté	- 0,01	- 2,04
Ancienneté au carré	0,00	0,50
Secteur d'activité (industrie en référence)		
Agriculture	0,47	0,96
Construction	0,19	0,70
Commerce et réparations	1,15	6,49
Services marchands	1,01	5,83
Services non marchands	1,42	7,99
Taille de l'entreprise (inférieure à 3 employés en référence)		
De 4 à 10 employés	- 0,20	- 1,34
De 11 à 50 employés	- 0,25	- 1,89
De 51 à 200 employés	- 0,48	- 3,11
De 200 à 1 000 employés	- 0,45	- 2,76
Plus de 1 000 employés	- 0,06	- 0,44
Correction biais de sélection (3)	1,01	3,16
Constante	- 1,89	- 4,72

1. Voir correspondance codes-intitulés dans le tableau C de l'encadré 1.

2. Coefficient associé au terme de correction du biais d'endogénéité dû à l'introduction de la variable apprentissage.

3. Les résultats de l'estimation de la probabilité d'être occupé sont disponibles auprès des auteurs.

Lecture : toutes choses égales par ailleurs, être un homme augmente significativement la probabilité d'être employé en 1997.
 Champ : 1602 observations (probit avec correction de l'hétéroscédasticité ; Log vraisemblance = - 550,43916 ; pseudo R2 = 0,3006).
 Source : enquête Jeunes et carrières, 1997, Insee.

terme (7). Selon les résultats présentés ici, 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. Les apprentis ont donc des profils de salaires équivalents à ceux des sortants du lycée professionnel.

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 approprié (Grelet, 1994 ; Ulrich, 1999). Les zones d'emploi se réfèrent en effet à des zones géographiques homogènes d'un point de vue économique (8) 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).

La probabilité d'être employé à temps partiel varie avec les régions. L'importance du temps partiel apparaît dans des régions comme la Bretagne (en particulier le nord), le Poitou-Charentes et les Pays de Loire (cf. tableau 3). Cette importance s'explique 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.

Le niveau d'éducation intervient à plusieurs stades :

- 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 l'ont obtenu ont plus de chances d'être en emploi, toutes choses égales par ailleurs, que ceux qui ont seulement un CAP-BEP. En revanche, 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.

Pour compléter l'analyse, les variables de diplôme croisées avec la variable « *être passé par l'apprentissage* » ont été intégrées dans l'équation. Ces variables n'apparaissent pas significatives, ce qui traduit 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 ont montré que le passage par l'apprentissage (plutôt que par le lycée professionnel) réduit la durée d'accès à l'emploi pour les individus quittant leur scolarité au niveau du CAP, mais non pour ceux quittant au niveau du baccalauréat professionnel.

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

8. La notion de zone d'emploi est proche de celle du bassin d'emploi.

Tableau 4
Le salaire horaire en 1997

	Coefficients	Z
Homme	0,10	7,66
Niveau d'études (1) (CEP ou sans diplôme en référence)		
nivdip12	0,01	0,43
nivdip13	- 0,01	- 0,25
nivdip21	0,05	2,04
nivdip14	0,01	0,43
nivdip22	0,08	3,55
nivdip15	0,09	2,82
nivdip23	0,10	3,49
nivdip3	0,13	5,04
Apprentissage (formation initiale)	0,00	0,19
Apprentissage (hors formation initiale)	- 0,08	- 4,53
Année de sortie du système scolaire (1984-1985 en référence)		
1986	0,02	0,85
1987	0,04	1,54
1988	0,00	0,16
1989	0,00	0,06
1990	- 0,03	- 1,23
1991	- 0,01	- 0,39
1992	- 0,02	- 0,81
1993	- 0,06	- 2,07
1994	- 0,12	- 4,04
1995	- 0,12	- 3,74
1996	- 0,11	- 3,23
Région d'habitation (Île-de-France en référence)		
Champagne-Ardenne	- 0,07	- 1,49
Picardie	- 0,06	- 1,42
Haute-Normandie	- 0,10	- 2,49
Centre	- 0,09	- 2,40
Basse-Normandie	- 0,10	- 2,38
Bourgogne	- 0,09	- 2,17
Nord-Pas-de-Calais	- 0,11	- 2,98
Lorraine	- 0,06	- 1,44
Alsace	- 0,04	- 1,11
Franche-Comté	- 0,12	- 2,92
Pays de la Loire	- 0,07	- 1,90
Bretagne	- 0,09	- 2,43
Poitou-Charentes	- 0,09	- 2,13
Aquitaine	- 0,12	- 2,87
Midi-Pyrénées	- 0,16	- 3,56
Limousin	- 0,10	- 2,41
Rhône-Alpes	- 0,05	- 1,48
Auvergne	- 0,12	- 2,85
Languedoc-Roussillon	- 0,10	- 2,14
Provence-Côte d'Azur	- 0,06	- 1,56
Taille de l'agglomération (agglomération parisienne en référence)		
Moins de 5 000 habitants	- 0,04	- 1,18
De 5 000 à 100 000 habitants	- 0,03	- 0,98
De 100 000 à 2 000 000 habitants	- 0,01	- 0,38
Conditions d'insertion		
Nombre de périodes de chômage	- 0,00	- 1,34
Durée d'accès au 1 ^{er} emploi	- 0,00	- 2,85
Interruption pour service militaire	- 0,00	- 0,86
Interruption pour congé maternité	- 0,06	- 1,31
Ancienneté	0,00	4,15
Ancienneté au carré	- 6,38e- 06	- 1,76
Secteur d'activité (industrie en référence)		
Agriculture	- 0,05	- 1,14
Construction	- 0,04	- 2,56
Commerce et réparations	- 0,07	- 5,48
Services marchands	- 0,04	- 3,11
Services non marchands	- 0,02	- 1,90
Taille de l'entreprise (inférieure à 3 employés en référence)		
De 4 à 10 employés	- 0,02	- 1,76
De 11 à 50 employés	0,00	0,23
De 51 à 200 employés	0,03	2,17
De 200 à 1 000 employés	0,04	2,48
Plus de 1 000 employés	0,08	5,02
Correction biais de sélection (2)	0,01	0,40
Constante	3,56	87,66
1. Voir correspondance codes-intitulés dans le tableau C de l'encadré 1.		
2. Les résultats de l'estimation de la probabilité d'être occupé sont disponibles auprès des auteurs.		

Lecture : toutes choses égales par ailleurs, le salaire d'un homme en 1997 est significativement plus élevé que celui d'une femme. Le coefficient associé au terme de correction du biais d'endogénéité dû à l'introduction de la variable apprentissage n'était pas significatif. Le terme a été enlevé pour que le coefficient associé à la variable apprentissage récupère l'impact réel du passage par l'apprentissage sur le salaire.

Champ : 1 524 observations (régression linéaire avec correction de l'hétéroscédasticité).

Source : enquête Jeunes et carrières, 1997, Insee.

Les apprentis et les sortants du lycée professionnel ont des salaires de départ identiques

Contrairement à la probabilité d'être en emploi en 1997, le salaire obtenu cette même année dépend de la région de travail (cf. tableau 4). À Paris et en région parisienne les salaires sont plus élevés que partout ailleurs, à l'exception cependant de l'Alsace qui distribue des salaires, toutes choses égales par ailleurs, aussi élevés (9). C'est en Midi-Pyrénées que les écarts de salaire avec la région parisienne sont les plus importants. S'ajoute à cet effet région, 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. Cependant, les rendements de l'ancienneté apparaissent assez faibles.

Le résultat sur l'ancienneté 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. Avoir choisi une formation professionnelle et détenir pour la majorité un diplôme inférieur ou égal au CAP-BEP explique en partie les moindres salaires obtenus dans le commerce et les services comparativement à ceux de l'industrie. Les jeunes de l'échantillon ont commencé leur carrière en étant pour 53 % ouvriers ou ouvriers qualifiés,

9. Les salaires versés en Lorraine, Picardie, Rhône-Alpes, Champagne-Ardenne et Provence, Côte-d'Azur ne sont cependant que faiblement inférieurs.

Tableau 5
Le salaire horaire d'embauche au premier emploi de plus de 6 mois

	Coefficients	Z
Homme	0,05	4,45
Niveau d'études (1) (CEP ou sans diplôme en référence)		
nivdip12	0,01	0,40
nivdip13	- 0,01	- 0,44
nivdip21	0,03	1,23
nivdip14	0,02	0,93
nivdip22	0,03	1,38
nivdip15	0,06	1,94
nivdip23	0,06	1,75
nivdip3	0,07	2,37
Apprentissage (formation initiale)	0,01	1,09
Apprentissage (hors formation initiale)	0,01	0,46
Année de sortie du système scolaire (1984-1985 en référence)		
1986	0,04	1,84
1987	0,05	2,18
1988	0,04	1,74
1989	0,06	2,67
1990	0,07	3,14
1991	0,08	3,36
1992	0,09	3,45
1993	0,07	2,14
1994	0,06	1,84
1995	0,06	1,59
1996	0,10	1,51
Conditions d'insertion		
Durée d'accès au 1 ^{er} emploi	0,00	0,82
Secteur public	- 0,04	- 3,00
Taille de l'entreprise (inférieure à 9 employés en référence)		
De 11 à 50 employés	0,01	1,25
De 51 à 200 employés	0,04	2,81
Plus de 200 employés	0,07	5,85
Correction biais de sélection (2)	- 0,08	- 1,99
Constante	3,33	95,99
1. Voir correspondance codes-intitulés dans le tableau C de l'encadré 1.		
2. Les résultats de l'estimation de la probabilité d'avoir eu un premier emploi sont disponibles auprès des auteurs.		

Lecture : toutes choses égales par ailleurs, le salaire d'embauche d'un homme est significativement plus élevé que celui d'une femme. Le coefficient associé au terme de correction du biais d'endogénéité dû à l'introduction de la variable apprentissage n'était pas significatif. Le terme a été enlevé pour que le coefficient associé à la variable apprentissage récupère l'impact réel du passage par l'apprentissage sur l'emploi.

Champ : 1 964 observations (régression linéaire avec correction de l'hétéroscédasticité).

Source : enquête Jeunes et carrières, 1997, Insee.

et pour 40 % employés. 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 (cf. tableau 5). Comme, de plus, ils n'obtiennent pas en 1997 des salaires plus faibles, leurs profils de salaires sont comparables à ceux des sortants du lycée professionnel (10).

Le niveau d'éducation agit sur le salaire en 1997 à plusieurs titres :

- 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 ;

- en revanche, 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 les jeunes ayant le diplôme de CAP-BEP en

étant orientés dans cette formation professionnelle après la troisième ont un salaire plus élevé à ceux ayant le même diplôme mais étant orientés après la cinquième (11) ;

- 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 diplômes (12). □

10. Les déterminants du salaire d'embauche ne peuvent être commentés de manière plus fine étant donné le peu d'information concernant les caractéristiques de l'emploi et de l'individu à cette date.

11. Même si cette orientation tend à disparaître, elle demeure présente dans les données utilisées.

12. Ces distinctions n'apparaissent pas lorsque l'on regarde les déterminants du salaire à l'embauche dans le premier emploi. C'est en partie dû 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.

BIBLIOGRAPHIE

Barnow B.S., Cain G.G. et 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, Beverly Hills, CA and London : sage Pub., pp. 43-59.

Bonnal L., Fleury L. et 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 », *Économie et Statistique*, n° 323, pp. 3-30.

Bonnal L., Mendès S. et Sofer C. (1998), « Acces to First Job : a Comparison between Apprenticeship and Vocational Training in France », *working paper Targeted Socio-Economic Research*, STT.

Damoiselet N. et Lévy-Garboua L. (1999), « Educational Systems from an Economic Perspective : an International Comparison », *working paper Targeted Socio-Economic Research*, STT.

Deroche L. et Viprey M. (1998), « Rapport sur les conditions d'accès à l'entreprise des jeunes d'origine étrangère : nature des résistances », FAS.

Duru-Bellat M., Jarousse J.-P. et 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 », *Économie et Statistique*, n° 277-278, pp. 95-110.

Groot W. et 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.

Murphy K.M. et Topel R.H. (1985), « Estimation and Inference in Two-Step Econometric Models », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 3, n° 4, pp. 370-379.

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, pp. 49-63.

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.

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.