

# INSERTION PROFESSIONNELLE, MOBILITÉ, SALAIRE : LE CAS DES SORTANTS DE L'ENSEIGNEMENT TECHNIQUE

## COURT (\*)

par

Denis FOUGÈRE (\*\*)

**RÉSUMÉ.** — Cet article examine les effets des changements d'employeur sur les salaires ultérieurs, en étudiant les premières années de vie active d'une cohorte de jeunes hommes sortis, à la même date, d'un cycle de formation du niveau C.A.P. ou B.E.P. L'accent est mis en particulier sur le caractère plus ou moins contraint de ces mobilités, et sur les périodes de chômage intermédiaires que celles-ci occasionnent. Il est ainsi montré que la durée totale d'emploi sur la période a un effet positif significatif sur les salaires futurs, et que, pour un même nombre de changements d'employeur, les individus ayant plus fréquemment démissionné ont moins souvent connu la situation de chômage.

L'effet des changements d'employeur (notamment volontaires) sur les salaires ultérieurs est toutefois plus significatif dans le cas des individus issus de la filière B.E.P., qui est plus valorisée que la filière C.A.P.

Incidentement, ces résultats suggèrent de reconsidérer de manière critique certaines des prédictions de la théorie du « job search » concernant l'effet des mouvements entre emplois sur l'évolution des salaires. Ils remettent notamment en cause l'idée d'un chômage de quête profitable, du fait de la difficulté à séparer ce qui relève des contraintes de ce qui relève des choix des individus.

**ABSTRACT.** — INSERTION INTO THE LABOUR MARKET, MOBILITY, WAGE: THE CASE OF YOUNG MEN WITH PROFESSIONAL TRAINING DIPLOMAS. *This paper deals with the effects of interfirm mobility on later earnings, studying the first years of labor force participation for a cohort of young men leaving technical high schools at the same date, after a training of the C.A.P. or B.E.P. type*

---

(\*) Une première version de ce texte a fait l'objet d'une communication au XI<sup>e</sup> Colloque International d'Économétrie Appliquée « Emploi-Chômage : Modélisation et Analyses Quantitatives » (Dijon, 1<sup>er</sup> et 2 mars 1984). Un résumé de cette communication a été publié dans les « Actes du Colloque » (Collections de l'I.M.E., Dijon, 1984).

(\*\*) Chercheur au Centre d'Études Juridiques et Économiques de l'Emploi (C.E.J.E.E.), Université des Sciences sociales, Toulouse-I, Place Anatole-France, 31042 Toulouse Cedex. Je tiens à remercier ici Monsieur le Professeur J. VINCENS, G. TAHAR et B. FOURCADE pour l'intérêt qu'ils ont porté à ce travail tout au long de sa réalisation. Ma reconnaissance s'adresse également à un rapporteur anonyme de la revue dont les remarques ont aidé à la révision d'une première version de cet article.

(C.A.P. or B.E.P.: professional training diplomas). It especially emphasizes the more or less obliged feature of this mobility and the intermediate unemployment spells which may jointly occur. It is then shown that the total duration of employment over the period has a significant positive effect on future earnings. It is also shown that, for the same number of job changes, individuals who left more frequently, have experienced fewer unemployment spells.

However the effect of interfirm mobility (and especially "voluntary" mobility) on later earnings is more significant for those who have prepared a B.E.P., which is a more highly-valued course than the C.A.P.

These findings incidentally suggest to reconsider some predictions of job search theory concerning the effects of job switching on the earnings profile. They especially question the notion of profitable search unemployment, because of the difficulty in separating what depends on constraints from what depends on individual choices.

## SOMMAIRE

<b>Introduction</b> . . . . .	30
<b>1. Méthodologie et variables</b> . . . . .	31
<b>2. Relations entre les variables descriptives de la mobilité inter-entreprises.</b> . . . . .	33
2.1. Dépendances entre variables de durée d'état . . . . .	33
2.2. Dépendance entre intensité de la mobilité et fréquence du chômage . . . . .	34
2.3. Dépendance entre causes de la mobilité et fréquence du chômage . . . . .	34
2.4. Dépendance entre durée d'occupation sur la période et fréquence du chômage . . . . .	35
2.5. Dépendance entre intensité de la mobilité et caractère « volontaire » de la mobilité . . . . .	37
<b>3. Spécification de l'équation du salaire</b> . . . . .	38
<b>4. Résultats et commentaires du modèle</b> . . . . .	41
<b>5. Filières de formation et effets des changements d'employeur</b> . . . . .	44
<b>6. Conclusions</b> . . . . .	47
<b>Annexes</b> . . . . .	49
<b>Bibliographie</b> . . . . .	64

On admet généralement que les premières années de la vie active constituent une période où chômage et mobilité apparaissent fréquemment, et souvent de façon conjointe. Des études détaillées, s'appuyant sur des données relativement fines, ont toutefois montré que sur cette période, les situations individuel-

les au regard de ces deux phénomènes, et les trajectoires d'insertion qui en découlent, peuvent grandement différer. Durant ces années souvent décisives, certains jeunes ne connaissent jamais le chômage mais changent fréquemment d'employeur, d'autres au contraire connaissent initialement une phase de chômage relativement longue avant de trouver un emploi stable, et d'autres enfin vivent une alternance de périodes d'emploi et de chômage.

A la suite d'une enquête menée en 1981, le Centre d'Études Juridiques et Économiques de l'Emploi (C.E.J.E.E.) dispose de données de caractère longitudinal sur l'insertion d'anciens élèves de l'enseignement technique court, formés au niveau du C.A.P. ou du B.E.P. dans la région Midi-Pyrénées.

En utilisant cet ensemble de données originales, cet article se propose d'étudier les éventuelles relations unissant les comportements de mobilité inter-entreprises de jeunes travailleurs aux salaires que ceux-ci perçoivent 4 ans après leur date d'entrée sur le marché.

Dans cette perspective, il sera mis l'accent sur les diverses relations qu'entretiennent entre elles certaines variables descriptives de l'insertion des jeunes, telles que l'intensité et les causes de la mobilité inter-entreprises, la fréquence du passage par la situation de chômage et les durées d'emploi, totales ou partielles, au cours de ces premières années de présence sur le marché (§ 1 et § 2).

Cette approche nous permettra ensuite de mesurer l'effet qu'ont sur le salaire présent ces durées antérieures d'emploi, et de tester finalement si des motifs différents de cessation d'emploi (tels que démission, licenciement ou fin de contrat) produisent des effets différents sur le salaire ultérieur, selon que ces cessations s'accompagnent ou non de périodes de chômage intermédiaire. Pour cela, nous serons amenés à utiliser certains résultats théoriques et empiriques concernant principalement la détermination et l'évolution du salaire individuel (§ 3). Après avoir régressé le salaire atteint sur plusieurs variables explicatives dont les durées d'emploi, nous essaierons de montrer au travers de quelles relations le caractère plus ou moins « contraint » des mobilités inter-entreprises peut influencer sur le niveau de ce salaire (§ 4), et comment ces effets des mobilités antérieures varient en fonction de la filière de formation suivie (§ 5).

## 1. MÉTHODOLOGIE ET VARIABLES

Cet article a pour objet principal l'étude de l'effet des mobilités inter-entreprises intervenant durant les premières années de vie active d'un individu sur le niveau du salaire que celui-ci perçoit ultérieurement. Il répond à un double souci : celui de caractériser les comportements de mobilité des travailleurs et d'analyser les conséquences des changements d'employeur sur les situations ultérieures des individus.

Bien que la présentation de l'échantillon et des données analysées soit détaillée dans l'annexe I, il importe ici de définir rapidement l'échantillon étudié. Celui-ci est constitué de 280 jeunes *hommes* :

— sortis en juin 1977 d'un cycle complet de formation du niveau C.A.P. ou B.E.P.;

- occupant un emploi en septembre 1981;
- et déclarant percevoir, à cette dernière date, un salaire mensuel supérieur à 2 800 F. La justification de ces restrictions est apportée dans l'annexe I. Il faut toutefois expliquer dès maintenant la restriction de l'échantillon aux seuls hommes. Celle-ci répond essentiellement à des critères d'ordre statistique puisque la population féminine équivalente, disponible à partir de l'enquête du C.E.J.E.E., concerne un effectif très inférieur.

A chacun des individus inclus dans l'échantillon, correspond une trajectoire d'insertion enregistrée sur 51 mois, décrite, à partir des données dont nous disposons, par une succession d'états inscrits dans la durée et par les événements qui mettent fin à chacun de ces états. Dans le cadre d'un modèle élémentaire à deux états mutuellement exclusifs, emploi et non-emploi <sup>(1)</sup>, les trajectoires d'insertion peuvent être ainsi définies :

- par un nombre de segments de non-emploi (ou de chômage), chacun de ces segments étant décrit par sa durée et par l'événement qui le conclut (exemple : prise d'un emploi, départ au Service national);
- et par un nombre de segments d'emploi, chacun de ces segments étant pareillement décrit par sa durée et par l'événement qui le conclut (démission, licenciement ou fin de contrat).

Cette approche permet de quantifier l'influence directe des périodes antérieures d'emploi ou de chômage, caractérisées par leurs durées <sup>(2)</sup>, sur le salaire atteint ultérieurement. Pour étudier l'incidence des changements d'employeur sur ce salaire, nous n'avons retenu que la sous-population ayant changé au moins une fois d'employeur sur la période d'observation. Cette sous-population, composée de 189 individus, représente les deux tiers de l'échantillon défini plus haut.

Chacun de ces 189 individus « mobiles » est décrit par les variables suivantes :

- son salaire mensuel en septembre 1981,
- des variables décrivant sa formation,
- des variables descriptives du statut (public/privé) et de la taille de l'entreprise où l'individu est employé en septembre 1981,
- des variables décrivant les durées d'emploi et de chômage de l'individu sur la période,
- des variables décrivant l'intensité de sa mobilité inter-entreprises (i. e. le nombre d'employeurs qu'il a eus sur la période),
- des variables représentant les causes des mobilités inter-entreprises,
- des variables « individuelles ».

---

(1) Ce modèle est pertinent sur la population étudiée, puisque pour celle-ci non-emploi et chômage se confondent presque parfaitement, l'inactivité étant négligée car apparaissant très peu sur la période, et le Service national étant traité comme un état particulier distinct du non-emploi.

(2) Ces durées peuvent correspondre à la durée totale d'un état sur la période, ou bien encore, à une durée partielle de cet état (par exemple, la durée d'une période particulière d'emploi ou de chômage).

Le détail de ces variables est présenté dans l'annexe II. Pour des raisons tenant au traitement informatique des données, nous n'avons pu essayer d'expliquer les différences de salaire par le triple effet des différences de qualification, de secteur d'activité et de localisation des entreprises, comme certaines études ont suggéré de le faire <sup>(1)</sup>. Nous craignons toutefois qu'une telle tentative se heurte à la faiblesse quantitative de notre échantillon.

## 2. RELATIONS ENTRE LES VARIABLES DESCRIPTIVES DE LA MOBILITÉ INTER-ENTREPRISES

Avant de spécifier le modèle de régression linéaire multiple qui nous servira à analyser la variance des salaires, il est nécessaire de repérer les éventuelles dépendances existant entre les variables autres que la variable expliquée (i. e. le salaire perçu en fin de période). Ces dépendances sont de cinq ordres.

### 2.1. Dépendances entre variables de durée d'état

Il existe une dépendance linéaire entre la durée totale d'occupation sur la période (EXP) et le nombre total de mois de non-emploi sur la période (NBNE). On a en effet :  $EXP + NBNE = 51 - 12 = 39$  mois, si l'individu a effectué le Service national, et  $EXP + NBNE = 51$  mois dans le cas contraire. L'introduction simultanée de ces deux variables dans un modèle de régression linéaire multiple posant un problème de colinéarité entre régresseurs, nous n'avons fait intervenir dans le modèle qu'une seule de ces deux variables, EXP en l'occurrence.

Il existe, dans le même temps, une relation linéaire entre le nombre total de mois d'emploi sur la période (EXP) et le nombre de mois d'ancienneté dans l'entreprise employant actuellement l'individu (ANC). Sur la population des individus « mobiles », nous avons en effet estimé la relation suivante <sup>(2)</sup>.

$$EXP = 30,275 + 0,297 ANC, \quad \bar{R}^2 = 0,195, \quad N = 189,$$

$$(34,16) \quad (6,81) \quad F = 46,400.$$

Cette relation nous permet d'affirmer que plus un individu (ayant connu au moins un changement d'employeur sur la période) est « ancien » dans l'emploi détenu en fin de période, plus son total de mois passés en emploi sur la période est élevé. Ce résultat, conforme à ce que l'intuition pouvait par ailleurs suggérer, dépend en fait des critères constitutifs de l'échantillon

(1) Cf., par exemple, M. GASPARD [7].

(2) Tous les ajustements présentés sont effectués par la méthode des moindres carrés ordinaires. Les nombres entre parenthèses représentent les *t* de Student. L'hypothèse de nullité du coefficient de ANC est rejetée avec un niveau de probabilité  $P = 0,999$ .

[notamment de la restriction concernant les « sorties à l'heure » <sup>(1)</sup> du système d'enseignement].

Il découle de l'analyse de ces dépendances que les trois variables de durées d'état (EXP, ANC, NBNE) ne pourront être retenues simultanément dans le modèle de régression. Nous choisirons en conséquence d'introduire tour à tour les variables de durée d'emploi, c'est-à-dire les variables EXP et ANC.

## 2. 2. Dépendance entre intensité de la mobilité et fréquence du chômage

Il existe une dépendance entre l'intensité de la mobilité inter-entreprises, mesurée par le nombre d'employeurs sur la période, et la fréquence de passage par le chômage sur cette période, mesurée par le nombre de périodes de chômage qu'a connues l'individu de juillet 1977 à septembre 1981 <sup>(2)</sup>.

Nous avons mis en évidence cette dépendance en analysant la table de contingence suivante par un modèle linéaire généralisé <sup>(3)</sup>.

TABLEAU I

Nombre de périodes de chômage	Nombre d'employeurs			
	2	3	4	5 et plus
0 . . . . .	21	9	2	1
1 . . . . .	23	30	5	1
2 . . . . .	22	22	11	3
3 et plus . . . . .	5	12	12	8

## 2. 3. Dépendance entre causes de la mobilité et fréquence du chômage

A nombre égal de mobilités inter-entreprises, les individus ayant le moins fréquemment connu le chômage sur la période sont les individus dont la mobilité a revêtu un caractère plutôt « volontaire ». Ou inversement, parmi les individus ayant tous connu le même nombre de changements d'employeur sur la période, les individus les plus soumis à la répétition du chômage

(1) Cette restriction ne fait apparaître que les seuls individus sortis de l'enseignement technique court, pour entrer dans la vie active, en juin 1977, date « théorique » de la fin du cycle de formation initiale.

(2) Ce nombre comprend la période de chômage initial avant premier emploi.

(3) Pour la présentation du modèle linéaire généralisé, nous renvoyons à NELDER et WEDDERBURN [12], et TOMASSONNE *et al.* [15]. L'annexe III présente les résultats de l'analyse des tables par des modèles linéaires généralisés. Par ailleurs, l'apparition d'un nombre non nul d'individus ayant eu deux employeurs et ayant connu trois périodes de chômage s'explique par la définition d'une période de chômage : celle-ci est comprise entre deux changements d'état successifs. Une période de chômage peut ainsi être interrompue par le Service national, état distinct du non-emploi, qui peut lui-même être suivi d'une nouvelle période de chômage.

sont ceux qui ont connu des mobilités, majoritairement ou exclusivement, « involontaires » (1).

Nous présentons dans l'Annexe III la vérification de ce résultat pour les individus ayant connu trois employeurs sur la période, c'est-à-dire ayant connu deux départs avant septembre 1981 (2). Cette vérification, faite une fois encore par l'utilisation d'un modèle linéaire généralisé, nous permet d'affirmer que, *pour un nombre donné de mobilités inter-entreprises*, la probabilité d'une fréquence élevée de la situation de chômage sur la période augmente quand le caractère « volontaire » de ces mobilités diminue.

Ce résultat revêt une importance particulière lorsque l'on s'intéresse aux comportements des salariés (ici des entrants) sur le marché du travail. Il suggère qu'à intensité égale de mobilité, les individus démissionnaires évitent plus le chômage que les individus licenciés ou dont le contrat (à durée déterminée) n'a pas été renouvelé. Ceci peut être expliqué par l'origine et le caractère même de chaque type de mobilité. L'employé qui désire démissionner et mettre fin à sa relation d'emploi présente à tout intérêt, en un moment où les offres d'emploi sont rares, à le faire une fois trouvée une offre d'emploi préférable, et à éviter ainsi une période de chômage intermédiaire dont le coût, dépendant de la durée, risque d'être élevé (3).

Dans le cas où la date de fin de la relation d'emploi ne dépend pas d'une décision de l'employé (cas des fins de contrat ou des licenciements), ce dernier éprouve plus de difficultés à éviter une période de chômage subséquente, en particulier parce que la brièveté de la relation d'emploi (cas des contrats de faible durée), ou la proximité de son terme (non négociable), s'oppose au succès d'une recherche d'emploi « dans l'emploi ».

#### **2.4. Dépendance entre durée d'occupation sur la période et fréquence du chômage**

Il existe enfin une relation entre le total de mois passés en emploi sur la période (EXP) et les variables d'intensité de la mobilité et de fréquence du chômage sur cette période.

---

(1) Nous nommons mobilité « volontaire » tout changement d'employeur dont la cause est une démission, et mobilité « involontaire » tout changement d'employeur dont la cause est une fin de contrat ou un licenciement. Dans le premier cas, nous supposons que la rupture de la relation d'emploi a eu lieu à l'initiative du salarié, à l'inverse du second cas, où celle-ci a eu lieu à l'initiative de l'employeur.

(2) La méthode utilisée et les résultats obtenus sont identiques dans le cas des individus ayant connu deux employeurs, ou quatre employeurs et plus, sur la période. Ces résultats complémentaires ont été omis pour ne pas alourdir l'exposé de l'annexe III.

(3) Cette analyse rejoint les résultats de certains modèles de recherche d'emploi « dans l'emploi » dont l'objectif est d'expliquer le phénomène des démissions. Nous citerons ici les articles de J. M. BARRON et S. MACCAFFERTY [2] et de K. BURDETT [5].

Nous avons en effet estimé les relations linéaires suivantes sur la population des « mobiles » (1) :

$$\begin{aligned}
 (a) \quad \text{EXP} &= 41,492^{***} - 2,086^{***} \text{NBEMP}, \\
 &\quad (26,66) \quad (-4,30) \\
 &\quad \bar{R}^2 = 0,085, \quad F = 18,456, \quad \hat{\sigma} = 7,44, \quad N = 189. \\
 (b) \quad \text{EXP} &= 37,239^{***} - 1,540 \text{ (EMP3)} - 5,973^{***} \text{ (EMP4)}, \\
 &\quad (42,01) \quad (-1,24) \quad (-4,20) \\
 &\quad \bar{R}^2 = 0,079, \quad F = 9,049, \quad \hat{\sigma} = 7,47. \\
 (c) \quad \text{EXP} &= 42,317^{***} - 4,396^{***} \text{ (PENE)}, \\
 &\quad (58,46) \quad (-12,11) \\
 &\quad \bar{R}^2 = 0,436, \quad F = 146,56, \quad \hat{\sigma} = 5,84. \\
 (d) \quad \text{EXP} &= 42,606^{***} - 4,147^{***} \text{ (NE1)} \\
 &\quad (42,02) \quad (-3,29) \\
 &\quad - 10,054^{***} \text{ (NE2)} - 13,997^{***} \text{ (NE3)} - 16,963^{***} \text{ (NE4)}, \\
 &\quad (-7,92) \quad (-8,85) \quad (-9,13) \\
 &\quad \bar{R}^2 = 0,440, \quad F = 37,902, \quad \hat{\sigma} = 5,82.
 \end{aligned}$$

Si tous les coefficients des variables introduites (sauf un) sont extrêmement significatifs, on doit remarquer que l'intensité de la mobilité inter-entreprises [relations (a) et (b)] explique moins bien la variance du total de mois d'emploi que ne le fait la fréquence du chômage sur la période (i.e. le nombre des périodes de chômage) au travers des relations (c) et (d).

Ceci est cohérent avec les dépendances déjà mises en évidence. La dépendance entre intensité de la mobilité et fréquence du chômage (vérifiée dans le second point de ce paragraphe) peut expliquer que ces deux variables sont alternativement significatives lorsqu'elles sont linéairement reliées au total de mois d'emploi sur la période. Par contre, le fait que tous les changements d'employeur (2) ne s'accompagnent pas d'un passage par le chômage, donc ne réduisent pas la durée totale d'emploi sur la période, peut justifier le pouvoir explicatif nettement plus faible des modèles (a) et (b).

---

(1) EXP est le nombre total de mois passés en emploi sur la période d'observation, NBEMP et PENE sont respectivement le nombre d'employeurs et le nombre de périodes de non-emploi que l'individu a connus. EMP<sub>*i*</sub> (*i* = 3, 4) et NE<sub>*j*</sub> (*j* = 1, . . . , 4) sont des variables qualitatives indiquant respectivement si :

- l'individu a connu exactement *i* (*i* = 3, 4 ou plus) employeurs sur la période d'observation;
- l'individu a connu exactement *j* (*j* = 1, 2, 3, 4 ou plus) périodes de non-emploi.

Les nombres entre parenthèses correspondent aux statistiques de test *t* associées. Les seuils de significativité des coefficients sont décrits par : \* (0,05), \*\* (0,01), \*\*\* (0,001).

Le modèle (d) exprime qu'en moyenne un individu « mobile » connaissant une période de chômage a été employé 4 mois de moins qu'un individu mobile n'ayant jamais été chômeur, celui ayant connu deux fois le chômage ayant travaillé 10 mois de moins que le non-chômeur, etc.

(2) En particulier ceux qui résultent d'une démission.

Nous venons donc de vérifier :

1° qu'à intensité égale de mobilité sur la période, ce sont les mobiles « volontaires » qui passent le moins fréquemment par le chômage;

2° et donc qu'en fonction des modèles (c) et (d), leur total de mois d'emploi sur la période est supérieur à celui des mobiles « involontaires » (1).

## 2.5. Dépendance entre intensité de la mobilité et caractère « volontaire » de la mobilité

La question est de savoir si, lorsque la mobilité inter-entreprises croît, la proportion de changements « volontaires » d'employeur (causés par une démission) reste la même, ou au contraire varie.

Pour répondre à cette question, nous avons bâti un indice de « propension » à la mobilité volontaire pour chaque type de population (c'est-à-dire celle ayant eu deux employeurs, celle ayant eu trois employeurs, etc.).

Pour la population ayant connu  $m$  changements d'employeur sur la période, cet indice est égal à :

$$C_{m+1} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^m \frac{d_i}{m} \cdot n_i = \frac{1}{m \cdot n} \sum_{i=1}^m d_i \cdot n_i,$$

où :

$(m + 1)$  est le nombre d'employeurs sur la période,

$m$  est le nombre de changements d'employeur,

$d_i$  est le nombre de démissions parmi  $m$  changements d'employeur ( $0 \leq d_i \leq m$ ),

$n_i$  est l'effectif ayant connu  $d_i$  démissions en  $m$  changements d'employeur,

TABLEAU II

Nombre d'employeurs sur la période	Nombre de démissions					
	0	1	2	3	4 et plus	
2 . . . . .	31	40	—	—	—	71
3 . . . . .	26	29	18	—	—	73
4 . . . . .	11	7	7	5	—	30
5 et plus . . . . .	3	4	6	1	1	15
	71	80	31	6	1	189

(1) Nous avons vérifié directement ce point en testant que le nombre de démissions a un effet non significativement différent de zéro sur le total de mois d'emploi alors que, dans le même temps, on estime pour les seules fins de contrat, que :

$$\text{EXP} = 37,866 - 3,162 \text{ ***. (NBFC), } R^2 = 0,187, \quad F = 44,265. \\ (58,54) \quad (-6,65)$$

$n$  est l'effectif total de la population ayant connu  $m$  changements d'employeur sur la période.

A partir du tableau ci-avant, nous avons calculé les indices suivants de « propension » à la mobilité volontaire :

$$C_2 = 0,563,$$

$$C_3 = 0,445,$$

$$C_4 = 0,400,$$

$$C_5 = 0,383.$$

A la vue de ces indices, qui décroissent (de moins en moins vite) lorsque le nombre de changements d'employeur croît, il apparaît que le caractère « volontaire » de la mobilité inter-entreprises diminue lorsque l'intensité de la rotation (i. e. de la mobilité) inter-entreprises croît.

### 3. SPÉCIFICATION DE L'ÉQUATION DU SALAIRE

La spécification du modèle de régression linéaire multiple, explicatif de la variance des salaires « ex post », découle des remarques faites dans le paragraphe précédent sur les dépendances entre variables. Ces variables interdépendantes ne seront pas introduites simultanément dans le modèle afin d'éviter les colinéarités entre régresseurs.

Souhaitant tester l'effet des durées antérieures d'emploi sur le salaire présent, nous ferons intervenir alternativement les variables EXP et ANC dans l'ensemble des régresseurs.

De nombreuses études, théoriques et empiriques, ont déjà soutenu et vérifié l'hypothèse de non-linéarité des effets des durées d'occupation (et de l'effet conjoint du vieillissement) sur le salaire. En ce domaine, on peut citer, en premier lieu, les extensions de la théorie du capital humain <sup>(1)</sup> qui assimilent certaines relations d'emploi à des opportunités d'accumulation de ce capital, sous sa forme générale (transférable) et/ou sous sa forme spécifique (non transférable). La théorie de l'acquisition d'une expérience marchande, produit joint de la relation d'emploi <sup>(2)</sup>, apparaît en ce sens comme un sous-modèle du modèle précédent. Les études empiriques (essentiellement nord-américaines) testant ces modèles ont fréquemment vérifié que :

(a) en général, les salaires moyens augmentent avec la durée et la qualité de la scolarisation, et avec les années d'expérience,

(b) le profil âge-salaire est un profil à pente positive décroissante,

---

(1) Par exemple MINCER (J.) [11].

(2) Voir ROSEN (S.) [13].

(c) la variance des salaires, ou celle de son logarithme, varie avec l'âge. La variance du logarithme des salaires est souvent en forme de  $U$ , indiquant une dispersion plus importante pour les travailleurs les plus jeunes et les plus âgés.

Un second corps de théorie, complémentaire plus que concurrent du premier, a assimilé l'expérience de travail passée, c'est-à-dire les durées antérieures d'occupation (et d'autres caractéristiques des emplois passés), non plus à une opportunité d'accroissement de la productivité (ou qualité productive) individuelle <sup>(1)</sup>, mais à une possibilité d'acquisition de signaux à partir desquels les firmes opèrent une classification entre travailleurs d'aptitudes différentes. A ce corps théorique qui fait intervenir des processus réciproques de complètement de l'information, doivent être rattachés les modèles de classification (sorting models) et d'appariement (matching models) <sup>(2)</sup>. Ces modèles arrivent toutefois à des conclusions analogues à celles des modèles du capital humain en ce qui concerne l'évolution et la distribution des salaires. Il nous suffit de rappeler ici, par exemple, les principaux résultats du modèle de Ross, Taubman et Wachter <sup>(3)</sup> :

(a) le salaire moyen d'une cohorte augmente dans le temps, i. e. le profil âge (durée d'occupation) — salaire est un profil à pente positive,

(b) mais le taux d'accroissement des salaires (la pente du profil) décroît dans le temps.

Sans se situer dans l'un ou l'autre de ces cadres théoriques, certains économistes français ont observé, à l'aide d'analyses longitudinales, des phénomènes analogues de croissance des salaires individuels dans le temps. M. Barge et J. F. Payen posaient, en début d'un de leurs articles <sup>(4)</sup>, la question suivante : « Comment évoluent les salaires au cours de la vie ? On peut imaginer *a priori* deux effets du vieillissement sur le salaire : positif, c'est la rémunération de l'expérience, des responsabilités plus grandes, du prestige de l'âge; négatif, il traduit alors la diminution des capacités physiques ou intellectuelles de l'individu ». Ils vérifiaient ensuite que les accroissements de salaire sont plus élevés aux âges jeunes, et que la hausse moyenne du salaire individuel diminue avec l'âge, dans toutes les catégories sociales. Ils plaidaient, en conclusion de leur étude pour la prise en compte d'informations individuelles relatives à l'ancienneté dans l'entreprise et dans l'emploi <sup>(5)</sup> susceptibles d'amplifier l'effet de l'expérience et de redéfinir le rôle du vieillissement dans la fixation du salaire. Sur la base du même type d'analyse, C. Baudelot vérifiait à nouveau, dans un article postérieur <sup>(6)</sup> que, « relativement élevés aux âges jeunes, les taux d'accroissement (des salaires moyens) diminuent

(1) Qui correspondrait à l'accumulation de capital humain général ou spécifique à la firme.

(2) On citera par exemple : JOVANOVIĆ (B.) [10], HARTOG (J.) [9], ROSS (S.), TAUBMAN (P.) et WACHTER (M.) [14], HARRIS (M.) et HOLMSTROM (B.) [8].

(3) *op. cit.*

(4) BARGE (M.) et PAYEN (J. F.) [1].

(5) Notre étude ne prend en compte que l'ancienneté dans l'entreprise et la durée totale d'occupation sur la période. Nous comptons la poursuivre ultérieurement en analysant l'effet de l'ancienneté dans le type d'emploi.

(6) BAUDELLOT (C.) [3].

continûment avec l'âge, pour toutes les catégories de salariés », et que « toutes les courbes (d'élévation moyenne du salaire individuel au cours de la période) sont concaves, tous les profils moyens de carrière sont à la hausse ». Pour expliquer ces phénomènes, Baudelot invoque les effets de l'usure et de l'obsolescence <sup>(1)</sup> de la force de travail sur le niveau de salaire et son évolution. Les qualifications dont sont porteurs les travailleurs d'une cohorte perdraient ainsi de leur valeur relative au fur et à mesure que ceux-ci vieillissent, et se verraient concurrencées par de nouvelles qualifications, portées par des travailleurs plus jeunes. Sur ce point, Baudelot renvoie à « l'étude de l'affectation de la main-d'œuvre selon l'âge entre les entreprises, les établissements, les ateliers et, au sein de ces derniers, entre les différents postes de travail ».

L'hypothèse de la concavité du profil salaire-durée d'occupation, qu'il s'agisse ici de la durée totale d'occupation sur la période ou de la seule ancienneté dans l'entreprise employant l'individu en septembre 1981, correspond à :

$$\frac{\partial W}{\partial \text{EXP}} > 0 \quad \text{et} \quad \frac{\partial^2 W}{\partial \text{EXP}^2} < 0,$$

et :

$$\frac{\partial W}{\partial \text{ANC}} > 0 \quad \text{et} \quad \frac{\partial^2 W}{\partial \text{ANC}^2} < 0.$$

La première de ces hypothèses, concernant l'effet de la durée totale d'occupation sur le salaire, sera testée en introduisant alternativement dans le modèle la variable  $\log(\text{EXP})$  et le couple de variables  $(\text{EXP}, \text{EXP}^2)$ .

La seconde hypothèse concernant l'effet de la variable « ancienneté dans l'entreprise en septembre 1981 » sera testée de la même manière.

En conséquence le modèle estimé sera le suivant :

$$\begin{aligned} \text{(A)} \quad W_t = & a_1 + a_2 \text{NIV} + a_3 \text{TERT} + a_4 \text{DIPL} + a_5 \text{DEMAND} \\ & + a_6 \text{STAGE} + a_7 \text{PUB} + a_8 \text{GE} + a_9 \text{CIV} + a_{10} \text{SN} \\ & + a_{11} \text{QUIT} + a_{12} \text{EXP} + a_{12}' (\text{EXP})^2 + e. \end{aligned}$$

On estimera ensuite trois autres modèles dérivés du modèle (A). Dans le modèle (B), on substituera la variable  $\log(\text{EXP})$  aux variables  $(\text{EXP}, \text{EXP}^2)$ ; dans le modèle (C), le couple de variables  $(\text{ANC}, \text{ANC}^2)$  sera substitué au couple  $(\text{EXP}, \text{EXP}^2)$  du modèle (A). Enfin dans un modèle (D), la variable  $\log(\text{ANC})$  sera substituée au couple  $(\text{ANC}, \text{ANC}^2)$  du modèle (C). Ces quatre équations (A), (B), (C), (D) seront ajustées par les moindres carrés ordinaires.

---

(1) Notamment provoquée par l'arrivée sur le marché de travailleurs plus jeunes et mieux formés aux nouvelles techniques de production.

Les hypothèses faites sur les signes des coefficients sont les suivantes :

$$\begin{aligned} a_2, a_4, a_6, a_7, a_8 &> 0, \\ a_{11} &< 0, \\ a_3, a_5, a_9, a_{10} &=? \quad (1), \\ a_{12} &> 0, \quad a'_{12} < 0 \end{aligned}$$

(lorsque l'on introduit le logarithme de la durée d'occupation totale,  $a'_{12}$  disparaît et on suppose  $a_{12} > 0$ ).

#### 4. RÉSULTATS ET COMMENTAIRES DU MODÈLE

Les résultats de l'estimation des quatre modèles sont présentés dans les tableaux 8 et 9 (2). Le tableau 2 contient l'estimation de chacun de ces quatre modèles. Le tableau 3 présente l'estimation des modèles (A) et (C) après retrait des variables explicatives ayant un effet statistiquement non différent de zéro sur le salaire « ex post ».

Les valeurs des  $\bar{R}^2$  montrent le faible pouvoir explicatif des modèles spécifiés, mais, compte tenu du nombre d'observations, les tests de Fisher associés permettent de refuser l'hypothèse nulle selon laquelle l'ensemble des variables explicatives introduites serait sans effet sur le salaire « ex post ».

Les valeurs obtenues pour  $\hat{\sigma}$  (écart-type de l'estimation) sont relativement élevées par rapport aux valeurs de la variable expliquée. Les modèles spécifiés expliquent peu la dispersion des salaires probablement parce que ces modèles ne prennent pas en compte les variables descriptives de l'entreprise autres que sa taille (secteur d'activité, localisation) et celles descriptives de l'emploi détenu en septembre 1981 (qualification, groupe professionnel). Une seconde cause de la mauvaise qualité des ajustements peut résider dans les erreurs de mesure de la variable expliquée, et notamment dans son regroupement en classes.

Il faut toutefois noter :

— l'effet positif, très significatif (statistiquement et quantitativement) du niveau de formation sur le salaire : 4 ans après sa sortie du système d'enseignement, un jeune homme de notre échantillon, formé au niveau du B.E.P., perçoit en moyenne un salaire de 350 F supérieur à celui d'un jeune homme formé au niveau du C.A.P. ;

— l'effet positif, statistiquement significatif, de l'appartenance (en fin de période) au secteur public et nationalisé, et celui plus important mais moins significatif (3), de l'appartenance à une grande entreprise privée;

---

(1) On peut penser toutefois que :  $a_5 > 0$  et  $a_9 > 0$ . Pour la définition des variables, on se reportera à l'annexe II.

(2) Cf. Annexe IV.

(3) Significatif au niveau de probabilité  $P=0,90$ .

— l'effet négatif et significatif de la variable qualitative indiquant si l'individu a l'intention de quitter son emploi actuel; même si le sens de la causalité reste en ce point imprécis, cette significativité met en lumière la dépendance existant entre le niveau du salaire et l'intention d'abandon de l'emploi actuellement détenu.

En ce qui concerne les effets des durées d'occupation sur le salaire, on remarquera que, pour chacune des spécifications de la fonction de lien (en particulier pour la spécification logarithmique qui est plus plausible), l'effet du total de mois d'emploi sur la période est plus significatif que celui de la seule ancienneté dans l'entreprise en septembre 1981.

On peut avancer sur ce point deux types d'explications :

— dans la fixation du salaire présent des individus, la durée totale d'emploi sur la période joue un rôle plus important que l'ancienneté dans l'entreprise, en particulier parce que cette dernière demeure trop faible sur la période pour différencier des individus ayant eu plusieurs employeurs <sup>(1)</sup>,

— compte tenu de l'hétérogénéité des secteurs d'activité des entreprises, que notre modèle ne réduit pas, l'ancienneté dans l'entreprise peut apparaître comme ayant un lien plus lâche avec le salaire présent.

A partir des données analysées, nous avons donc pu vérifier successivement que :

(a) le caractère « volontaire » de la mobilité inter-entreprises, mesuré par le rapport du nombre de démissions au nombre de changements d'employeur sur la période, varie en sens inverse de l'intensité de cette mobilité, et en sens inverse également de la fréquence du chômage observée sur la période (à intensité donnée de la mobilité) : nous supposons, mais sans pouvoir le vérifier dans le cadre de cette étude, que la rareté relative des offres d'emploi influe sur l'amplitude de ces deux relations et que l'état général du marché de l'emploi n'est pas sans rapport avec l'intensité de la mobilité;

(b) la fréquence de passage par le chômage croît lorsque l'intensité de la mobilité inter-entreprises croît, c'est-à-dire qu'une rotation plus intense « alimente » le chômage sinon en durée, tout au moins en fréquence, et ce bien que toutes les mobilités ne s'accompagnent pas nécessairement d'un passage par un état intermédiaire de chômage;

(c) le total de mois d'emploi (ou durée d'occupation) sur la période d'insertion observée dépend de façon plus significative de la fréquence du chômage que de l'intensité de la mobilité sur cette période, ce qui est conforme aux résultats précédents;

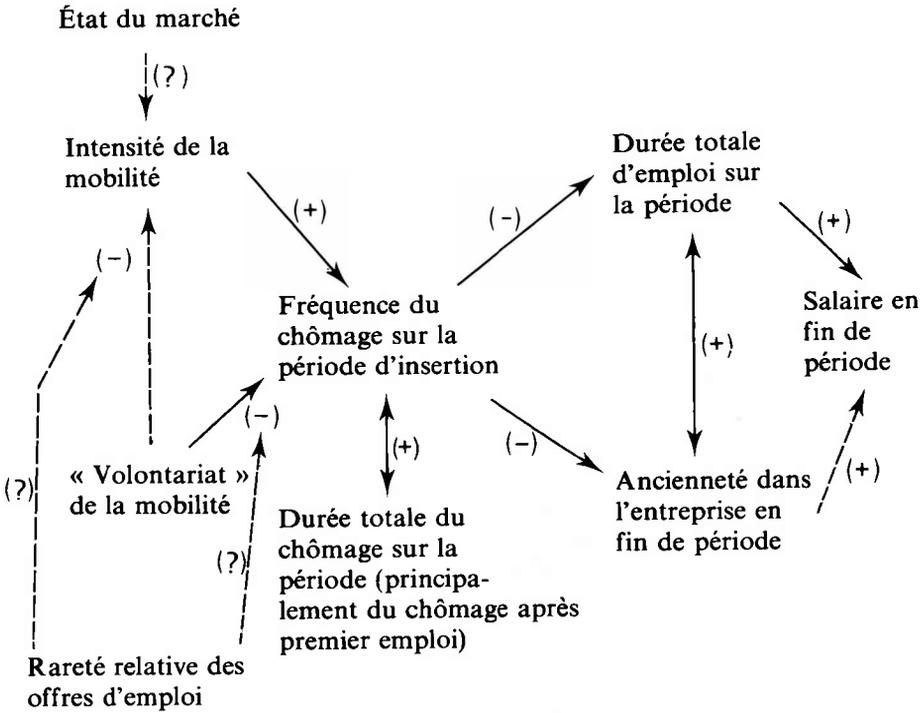
(d) la durée d'occupation sur la période et l'ancienneté dans l'entreprise qui emploie l'individu en fin de période sont positivement reliées;

---

(1) Pour la population « mobile » étudiée, la durée moyenne d'occupation sur la période est de 35 mois, alors que l'ancienneté moyenne dans l'entreprise en septembre 1981 n'est que de 16 mois (soit moins de la moitié).

(e) la durée d'occupation totale sur la période agit plus que la seule ancienneté dans l'entreprise sur la détermination du salaire « ex post ».

L'ensemble de ces relations peut être synthétisé par le schéma suivant <sup>(1)</sup> :



Ce schéma montre que le caractère plus ou moins « volontaire » de la mobilité que vit un jeune travailleur s'insérant sur le marché de l'emploi est une variable en relation avec les autres variables caractéristiques de l'insertion et notamment avec :

- l'intensité de la mobilité inter-entreprises,
- la fréquence de passage par l'état de non-emploi (ou de chômage),
- la durée totale d'occupation sur la période.

Dans la mesure où cette dernière variable a un effet sur le salaire perçu ultérieurement, il est permis de supposer que le degré de « volontariat » de la mobilité inter-entreprises n'est pas sans lien de dépendance avec ce salaire.

(1) En pointillés, apparaissent les relations « lâches » ou non démontrées.

Mais toutefois, ainsi énoncé, ce résultat demeure par trop général : il semble concerner toutes les catégories de main-d'œuvre et valoir quels que soient le niveau de formation de l'individu et le sous-marché sur lequel il s'insère. Malgré la faiblesse quantitative des échantillons, il est intéressant en ce domaine de distinguer les individus ayant suivi un cycle de formation du niveau C.A.P. de ceux ayant suivi un cycle du niveau B.E.P., comme invite à le faire la significativité du coefficient de la variable « niveau de formation » dans les régressions (A) à (D).

### 5. FILIÈRES DE FORMATION ET EFFETS DES CHANGEMENTS D'EMPLOYEUR

Le caractère « volontaire », inversement « contraint », des mobilités inter-entreprises entretient-il des relations différentes avec les autres variables descriptives de l'insertion professionnelle (chômage, nombre d'employeurs, salaire) selon que l'on se situe au niveau du C.A.P. ou au niveau du B.E.P. ?

Avant toute analyse, il est important de remarquer que, sur notre échantillon, les mobilités inter-entreprises obéissent aux mêmes motifs à chacun des niveaux de formation considérés (C.A.P., B.E.P.), ou encore que les comportements de mobilité des jeunes hommes issus d'une formation de niveau C.A.P. ne sont pas significativement plus (ou moins) « volontaires » que ceux des jeunes hommes issus de formations du niveau B.E.P. Ce résultat est confirmé par l'analyse du tableau 3 ci-dessous :

TABLEAU III

Niveau	Nombre de				
	Démis-sions	Fins de contrat	Licenciements collectifs	Licenciements individuels	TOTAL
C.A.P. . . . . .	52	43	6	6	107
B.E.P. . . . . .	113	113	10	21	257
TOTAL . . . . .	165	156	16	27	364

Malgré cela, vérifie-t-on que les mobilités inter-entreprises, caractérisées par leurs motifs et donc leur degré de contrainte, ont des effets différenciés selon le niveau de formation ? Pour répondre à cette question, nous avons bâti une variable mesurant pour chaque individu la proportion des changements d'employeur causés par des démissions (respectivement, des fins de contrat), variable notée *dem* (respectivement, *fc*) et égale à :  $dem = nb\ dem / (nb\ emp - 1)$  [respectivement,  $fc = nb\ fc / (nb\ emp - 1)$ ]. Cette nouvelle variable a été traitée comme variable explicative unique du salaire, du nombre total de mois de

chômage sur la période, du nombre de mois de chômage postérieurs au premier emploi, et du nombre d'employeurs sur la période, pour chacune des deux populations considérées (C.A.P., B.E.P.), Les résultats de ces ajustements sont reportés dans l'Annexe V (tableaux 10 et 11).

En ce qui concerne tout d'abord les durées de chômage, et en particulier la somme des durées de chômage après le premier emploi, les variables explicatives introduites tour à tour (dem, nb dem, fc, nb fc) ont toutes, *au niveau du B.E.P.*, des effets significatifs dont le sens est conforme aux résultats du paragraphe 2.3. Mais il n'en va pas de même *au niveau du C.A.P.* : ces quatre variables explicatives ont des effets moins significatifs sur la durée totale de chômage après premier emploi. On remarquera principalement la non-significativité (au niveau de probabilité  $P=0,05$ ) des coefficients associés aux variables représentant le nombre des démissions et la part relative de celles-ci dans les causes de mobilité.

Des commentaires similaires peuvent être faits lorsque la variable expliquée est le salaire, en remarquant toutefois que dans ce cas, la significativité et le pouvoir explicatif des variables sont en général inférieurs. Le résultat important est encore une fois que les variables descriptives des causes des mobilités sont *toutes* sans effet sur les salaires ultérieurs perçus par les C.A.P., à l'inverse de ce qui se passe dans le cas des B.E.P., où ces effets ont par ailleurs le signe attendu. Ainsi peut-on penser que le schéma I ne s'applique intégralement que dans le cas de la filière de formation B.E.P., alors que dans le cas de la filière C.A.P., il ne s'applique qu'en partie, puisque les relations affectant le salaire sont beaucoup plus lâches.

Une information supplémentaire permet de différencier les insertions professionnelles des C.A.P. et des B.E.P. Les tableaux 4 et 5 (Annexe VI) rapportent, pour chaque filière de formation, la catégorie socio-professionnelle du premier emploi et de l'emploi présent, ainsi que le type de l'entreprise correspondant à chacun de ces deux emplois (premier et présent). Pour conférer une certaine rigueur à l'analyse, il est préférable de comparer selon ces critères les C.A.P., qui correspondent tous à des spécialités industrielles, aux seuls B.E.P. « industriels ». L'analyse des tableaux 4 et 5 <sup>(1)</sup> fait alors ressortir les points suivants :

— Les C.A.P. et les B.E.P. « industriels » n'accèdent pas, à l'occasion de leur premier emploi, à des types d'entreprise significativement différents (il faut grouper B.E.P. « industriels » et B.E.P. « tertiaires » pour voir apparaître une différence significative, favorable à l'ensemble des B.E.P., au niveau du secteur public); il n'en va plus de même après un ou plusieurs changements d'employeur. En effet, si l'on considère la position de l'emploi actuel (au moment de l'enquête), il apparaît que les C.A.P. industriels sont très significativement plus employés dans des petites et moyennes entreprises que les B.E.P. industriels, alors que ces derniers sont significativement plus employés dans

---

(1) Cette analyse a été menée en appliquant le test du  $\chi^2$  à des tableaux à deux caractères dichotomiques. Les résultats n'ont pas été reproduits pour ne pas alourdir l'exposé.

le secteur public que les C.A.P. industriels (ces résultats ne sont pas modifiés lorsque l'on ajoute les B.E.P. « tertiaires »). Ce phénomène s'explique par le sens des mouvements intervenus antérieurement à l'emploi actuel : pour les C.A.P. industriels, le nombre des emplois chez des « artisans » a diminué, entre le premier emploi et l'emploi actuel, au profit des emplois situés dans les P.M.E. et dans le secteur public; pour les B.E.P. industriels, le nombre des emplois chez des « artisans » a également diminué (dans des proportions semblables), mais à l'inverse, le nombre d'emplois dans les P.M.E. a fortement diminué, essentiellement au profit du secteur public. On peut donc en conclure qu'après le premier emploi, les C.A.P. « industriels » restent « cantonnés » dans les P.M.E. alors que dans le même temps, les B.E.P. « industriels » accèdent très nettement plus aux emplois du secteur public, qui, comme l'ont montré les ajustements (A) à (D), offrent des salaires significativement plus élevés.

— Au niveau du premier emploi, on note que les C.A.P. industriels occupent significativement plus d'emplois d'ouvriers (qualifiés) que les B.E.P. industriels, alors que ces derniers occupent significativement plus de postes d'employés que les mêmes C.A.P.. Lorsque l'on considère l'emploi actuel, on remarque que les C.A.P. industriels occupent encore significativement plus d'emplois d'ouvriers (qualifiés *et* non qualifiés) que les B.E.P. industriels, alors que ces derniers occupent significativement plus d'emplois de techniciens et d'artisans, de commerçants ou de chefs d'entreprise, que les C.A.P.. Ces constatations sont la conséquence des évolutions suivantes : au niveau des C.A.P., le nombre d'emplois d'ouvriers non qualifiés est resté constant, et celui des emplois d'ouvriers qualifiés a diminué, surtout au profit du nombre des postes d'employés; au niveau des B.E.P., le nombre d'emplois d'ouvriers qualifiés n'a pas varié, le nombre des emplois d'ouvriers non qualifiés et d'employés a diminué, alors que dans le même temps, les catégories de « cadres moyens, techniciens » et « artisans, commerçants, chefs d'entreprise », ont vu leurs effectifs croître.

Comment relier ces informations aux résultats précédents ? L'analyse des tableaux 4 et 5 fait apparaître que, *par* les changements d'employeur, les B.E.P. (industriels en particulier) accèdent significativement plus que les C.A.P. aux emplois du secteur public et aux catégories de « cadres moyens, techniciens » et « d'artisans, commerçants, ou chefs d'entreprise », alors que, *indépendamment* de leurs changements d'employeur, les C.A.P. restent cantonnés à des emplois situés principalement dans les P.M.E. et appartenant aux catégories ouvrières. Tout se passe alors comme si, pour des individus ayant suivi une filière de formation moins « valorisée » (ce qui est le cas du C.A.P. en 3 ans par rapport au B.E.P. en 2 ans), il était beaucoup plus difficile de quitter le segment du marché sur lequel ils sont entrés, et donc comme s'il leur était moins possible d'accroître leur salaire en accédant ultérieurement, par des changements d'employeur (et notamment des changements d'employeur « volontaires »), à des types d'entreprise et des catégories d'emplois plus « rémunérateurs ». Cette hypothèse n'est pas infirmée par les ajustements réalisés et rapportés dans l'Annexe V.

Il serait certes souhaitable, là encore, de mener une analyse moins agrégée, en distinguant les spécialités de formation à l'intérieur de chacune des filières C.A.P. ou B.E.P., les métiers et secteurs d'activité auxquels ces spécialités donnent plus particulièrement accès, ainsi que les équilibres de marchés du travail et des modes de gestion du personnel qui sont attachés à ces métiers et secteurs d'activité. Cette analyse, probablement plus pertinente, nécessite toutefois l'étude d'un échantillon plus vaste et plus représentatif que celui utilisé présentement, et constitue en cela même une perspective de recherche future.

## 6. CONCLUSIONS

Au cours de cette étude, nous avons essayé de mettre l'accent sur les relations existant entre certaines des variables descriptives de l'insertion professionnelle de jeunes hommes issus au même instant de l'enseignement technique court. Notre attention s'étant principalement portée sur les effets des changements d'employeur vécus par ces jeunes, nous avons pu vérifier que les causes mêmes de ces changements ont des effets très significatifs et très différenciés sur la durée du chômage ultérieurement vécu. Par contre, ces changements d'employeur, toujours caractérisés par leurs causes, sont bien moins « explicatifs » de la variance des salaires atteints à la fin de la période d'observation. Ce dernier résultat est encore plus net dans le cas des jeunes hommes issus de la filière C.A.P. : la mobilité « volontaire » inter-entreprises ne leur permet pas d'accéder à des salaires significativement plus élevés, de la même manière que la répétition de contrats à durée déterminée n'est pas plus défavorable au salaire ultérieur. Nous avons précisé ce point en montrant que les changements d'employeur vécus par les C.A.P. ne leur permettent pas de quitter leur « segment d'entrée » sur le marché (emplois d'ouvriers dans les P.M.E.). La situation est différente pour les B.E.P. : ceux-ci peuvent accéder, après mobilité, à des emplois plus rémunérateurs, tels que ceux offerts dans le secteur public. Les estimations réalisées montrent d'ailleurs que les individus issus d'un B.E.P. et ayant vécu des mobilités relativement plus « volontaires » atteignent des salaires significativement plus élevés (bien que ce résultat doive être relativisé par le très faible degré « explicatif » de la variable). Dans le même temps, pour ceux dont les changements d'employeur découlent principalement de fins de contrat à durée déterminée, le salaire ultérieur est significativement inférieur (la remarque concernant le degré explicatif de la variable exogène vaut une fois de plus). Les relations mises en lumière nous permettent d'identifier le « retard » salarial de ces derniers individus à un double « retard » en termes d'expérience professionnelle accumulée et d'ancienneté dans l'entreprise, découlant lui-même d'une plus grande exposition au chômage récurrent entre emplois.

Il convient toutefois de se demander si la dispersion des salaires que l'on constate quatre ans après la sortie du système d'enseignement doit s'accroître ou s'amenuiser. Une réduction ultérieure du nombre de changements d'em-

ployeur et l'existence d'une liaison positive décroissante entre ancienneté dans l'entreprise et salaire plaideraient pour la seconde de ces deux éventualités. En tout état de cause, seule l'observation longitudinale d'une cohorte sur une période plus longue et la détention d'informations fiables sur les chroniques individuelles de salaire pourraient permettre de répondre pleinement à cette question.

Ces conclusions mériteraient certes d'être nuancées :

- en analysant de manière plus fine les différences pouvant exister entre spécialités au sein d'une même filière de formation, notamment du point de vue de l'accès aux qualifications et aux secteurs d'activité;

- en étudiant les trajectoires d'insertion professionnelle des femmes issues du même niveau de formation, de façon à établir des comparaisons entre sexes.

Sur ce point, et malgré la faiblesse de l'échantillon féminin étudié, nous avons tout de même pu remarquer avec celui-ci que :

- la durée totale d'emploi des femmes est, de manière très significative, très inférieure à celle des hommes sur la période d'insertion observée, et cela quelle que soit la filière de formation (les C.A.P. féminins ayant toutefois une durée d'emploi encore plus faible que celle des B.E.P. féminins);

- au niveau des causes des changements d'employeur, les fins de contrat à durée déterminée jouent un rôle plus important pour les femmes que pour les hommes, ces fins de contrat débouchant plus à leur tour, dans le cas des femmes, sur des périodes de chômage subséquentes <sup>(1)</sup>;

- les salaires obtenus par les femmes, 4 ans après leur sortie du système de formation initiale, sont de manière très significative très inférieurs à ceux des hommes (pour chacune des filières C.A.P. ou B.E.P., l'écart de salaire entre hommes et femmes est proche de 500 F, ceci faisant que les B.E.P. féminins perçoivent en moyenne un salaire inférieur aux C.A.P. masculins 4 ans après).

Bien que ces résultats puissent s'inscrire dans le schéma de l'analyse précédente, ils doivent être enrichis par la prise en compte des spécialités de formation et des secteurs d'activité, de façon à fournir un cadre plus explicatif que celui, encore trop descriptif, qui a présidé à l'élaboration de cette étude <sup>(2)</sup>.

---

(1) Alors que, pour les hommes (C.A.P. et B.E.P. confondus), le rapport du nombre des fins de contrat au nombre des démissions dans le total des changements d'employeur est approximativement égal à l'unité, ce même rapport est proche de 2 pour la population féminine. Dans le même temps, alors que le rapport du nombre des fins de contrat débouchant sur le chômage au nombre de celles immédiatement suivies d'un autre emploi est de 1,25 pour les hommes, ce même rapport est égal à 3,25 pour les femmes.

(2) Cette analyse sera certainement rendue possible par l'exploitation de nouvelles enquêtes fournissant un échantillon plus important, et donc plus représentatif.

## ANNEXE I

### PRÉSENTATION DES DONNÉES ET DE L'ÉCHANTILLON

A la suite d'une enquête menée, au cours de l'année 1981, avec le concours du Service Académique d'Information et d'Orientation (S.A.I.O.) et de l'ONISEP-Toulouse, le Centre d'Études Juridiques et Économiques de l'Emploi (C.E.J.E.E.) dispose de données de caractère longitudinal sur l'insertion d'anciens élèves de l'enseignement technique, formés dans la région Midi-Pyrénées <sup>(1)</sup>.

Les informations recueillies concernent, pour l'essentiel, des élèves de certaines sections de C.A.P. et de B.E.P. de l'Académie de Toulouse, dont le cycle complet de formation (3 ans pour les C.A.P., 2 ans pour les B.E.P.) aurait dû prendre fin en *juin* 1977. Chaque élève étant suivi depuis son entrée dans le cycle, la méthodologie adoptée permettait de prendre en compte l'éventualité de sorties anticipées du cycle, c'est-à-dire de sorties antérieures à la date normale de son achèvement, ou bien encore, l'éventualité de sorties postérieures à juin 1977, causées soit par le redoublement d'une ou plusieurs années du cycle, soit par une poursuite d'études après obtention du diplôme.

Le choix des spécialités de formation retenues dans l'enquête a été réalisé avec l'aide de conseillers d'orientation, membres des Centres d'Information et d'Orientation (C.I.O.) de l'Académie de Toulouse. Le principe général fondant ce choix, au moins pour les niveaux de formation C.A.P. et B.E.P., était d'inclure dans l'enquête les spécialités à fortes capacités d'accueil, représentées dans toute l'Académie, et d'en exclure les spécialités « rares », à recrutement académique et de faible effectif. Ce principe, plutôt bien respecté pour les B.E.P., n'a pu l'être que partiellement pour les C.A.P., puisque des sections aussi importantes en effectifs que « mécanique générale » et « habillement fabrication industrielle » ont été exclues du champ de l'enquête <sup>(2)</sup>.

Au total, ce sont huit spécialités de C.A.P. (cinq industrielles, trois tertiaires) et douze spécialités de B.E.P. (six industrielles, six tertiaires) qui figurent dans l'échantillon de l'année 1981. Parmi celles-ci, seules sont mixtes une spécialité industrielle de B.E.P. (dessinateur en Génie Civil) et trois spécialités tertiaires de B.E.P. (agent administratif, comptabilité, commerce). Pour le

---

(1) Pour une présentation plus détaillée de la méthodologie et des premiers résultats de cette enquête, nous renvoyons à B. FOURCADE *et al.* [6].

(2) Il est à noter que la représentativité statistique des spécialités de formation étudiées a été sensiblement améliorée lors du renouvellement de cette enquête en 1982 et 1983. Seules des considérations de traitement informatique des données ont, pour l'heure, limité notre étude aux résultats de l'enquête de 1981.

reste, les spécialités industrielles sont toutes d'effectif exclusivement masculin, et les spécialités tertiaires (une exceptée, le B.E.P. d'hôtellerie, spécialité masculine non retenue dans notre étude) sont toutes d'effectif exclusivement féminin.

Plusieurs remarques doivent toutefois être faites sur cette enquête. Répondant à une demande locale précise sur le devenir des jeunes formés dans certaines spécialités de l'enseignement technique, elle ne pouvait se donner pour objectif la représentativité statistique de l'effectif interrogé, ou, plus encore, prétendre à l'exhaustivité. Il suffit de rappeler ici que toutes les spécialités de formation du niveau C.A.P.-B.E.P. présentes sur l'Académie de Toulouse n'ont pu être incluses dans le champ de l'étude, et que, dans le cadre même de chaque spécialité retenue, seules certaines sections <sup>(1)</sup> ont été interrogées. Un autre exemple du biais introduit par le principe d'élaboration de l'échantillon est la relative sous-représentation des formés de niveau C.A.P. dans l'effectif total. Les résultats que nous présentons ne peuvent ainsi soutenir une généralisation à laquelle, manifestement, la forme de l'échantillon s'oppose.

En dépit de ces réserves, cette enquête fournit des indications précieuses et fiables sur la trajectoire d'insertion professionnelle de chaque individu ayant correctement répondu au questionnaire. Elle permet de décrire, *mois après mois* jusqu'en *septembre* 1981 <sup>(2)</sup>, sa situation au regard des études, de l'emploi, du chômage, de l'inactivité, ou du service national pour les garçons <sup>(3)</sup>. Nous connaissons par là-même, pour tout individu, les dates d'entrée et de sortie, donc la durée de chacun de ces états, accompagnées de la description des emplois successifs occupés pendant la période (C.S.P., secteur d'emploi, type de contrat), d'informations relatives à chacun des employeurs (localisation, secteur d'activité, taille de l'entreprise), et de la connaissance du motif qui a mis fin à chacune des relations d'emploi (sous le titre : démission, fin de contrat, licenciement individuel, licenciement collectif).

En outre, chaque jeune était interrogé sur le salaire *mensuel* qu'il percevait dans l'emploi occupé au moment de l'enquête (donc en septembre 1981). Le questionnaire proposait de situer ce salaire dans un ensemble de classes d'amplitude de 400 F. Ce groupement en classes était justifié par l'incertitude de l'intégration, dans les déclarations de salaire mensuel, d'avantages annexes tels que primes, heures supplémentaires, 13<sup>e</sup> mois, etc. Nous avons supposé que le salaire déclaré était égal au centre de la classe le comprenant. Ce faisant, nous avons introduit une erreur de mesure sur la variable expliquée (i. e. le salaire mensuel) inférieure ou égale, en moyenne, à 5% de la valeur retenue.

Il a été par ailleurs impossible de rapprocher le salaire mensuel déclaré d'un volume précis d'heures de travail effectuées, par semaine ou par mois.

---

(1) Pour une spécialité donnée, une section représente un lieu de formation.

(2) Soit plus de 4 ans après la date théorique de sortie du cycle initial de formation.

(3) Pour les garçons, le Service national est traité comme une période distincte de l'inactivité.

Le questionnaire ne contenait enfin aucune interrogation sur les salaires perçus dans le passé, dans le même emploi ou dans les emplois antérieurs, ce dernier point nous interdisant toute approche chronologique de l'évolution du salaire individuel.

Partant de l'effectif offert par cette enquête, nous avons restreint dans un souci d'homogénéité des observations l'échantillon de notre étude à la population *masculine* :

- ayant suivi un cycle de formation du niveau C.A.P. (en 3 ans) ou B.E.P. (en 2 ans),
- étant sortie « à l'heure » du système d'enseignement (c'est-à-dire en juin 1977, date normale de la fin du cycle),
- occupant un emploi au moment de l'enquête en septembre 1981,
- et déclarant un salaire mensuel supérieur à 2 800 F (en septembre 1981).

Nous avons appliqué la première de ces restrictions en sachant que, d'une part, filles et garçons ne suivent pas les mêmes filières de formation, à niveau de diplôme équivalent, et que, d'autre part, les modalités mêmes de leur insertion professionnelle (i. e. leur « emploi du temps » après sortie du système d'enseignement initial) diffèrent profondément <sup>(1)</sup>.

Nous savons en outre, par de nombreuses études, que filles et garçons, indépendamment ou non des deux différences déjà signalées, n'accèdent pas aux mêmes types d'emploi, et, en conséquence, ne perçoivent pas des salaires comparables, toujours à niveau de formation équivalent. Pour toutes ces raisons, nous n'avons considéré que la seule population masculine, d'effectif par ailleurs majoritaire pour les niveaux de formation C.A.P. et BEP <sup>(2)</sup>.

Nous intéressant aux mobilités inter-entreprises, doublement décrites par les durées successives d'emploi et de non-emploi qu'elles génèrent et les motifs qui les font apparaître, nous avons préféré ne prendre en compte que la population dite sortie « à l'heure » (i. e. en juin 1977) du système de formation initiale. Celle-ci offre en effet l'avantage d'une durée de présence potentielle identique sur le marché de l'emploi, ce qui n'eût pas été le cas d'une population augmentée des individus sortis soit avant la date d'achèvement du cycle, soit après pour cause de redoublement ou de poursuite d'études <sup>(3)</sup>.

---

(1) Sur ce point, nous renvoyons pour plus de détails à : DAUTY (F.), FOURCADE (B.), OURTAU (M.) et ROUZIÈRES (B.) [6].

(2) Ces deux niveaux représentent, à eux seuls, près de 75% de l'effectif total enquêté, le reste se partageant entre formés au niveau de l'apprentissage (8%) et formés au niveau de certaines séries du baccalauréat technique (18%).

(3) Pour la population étudiée, dite « sortie à l'heure », il faut noter que la variable qualitative, prenant la valeur 1 lorsque l'individu avait effectivement obtenu le diplôme de fin de cycle (C.A.P., B.E.P.) et la valeur 0 en cas contraire, est apparue, lorsqu'elle a été introduite dans des modèles linéaires d'ajustement par les moindres carrés ordinaires, comme ayant un effet, certes positif, mais non significatif sur la variable expliquée, c'est-à-dire le salaire mensuel perçu en septembre 1981.

Nous étant donné pour but l'analyse de la variance des salaires mensuels perçus en fin de période, nous ne pouvions prendre en compte, dans cette population masculine sortie en juin 1977 d'un cycle de formation C.A.P. ou B.E.P. pour entrer sur le marché du travail, les individus qui, 4 ans après, en septembre 1981, n'occupaient pas d'emploi, et se trouvaient alors pour la plupart en chômage. A l'évidence, ces individus ne pouvaient déclarer un salaire mensuel qu'ils ne percevaient pas. Il nous a fallu ensuite éliminer les individus qui, bien que détenteurs d'un emploi, n'ont pas répondu à la question du salaire.

En dernier lieu, restait le problème du rapport de ce salaire au nombre d'heures de travail effectuées en une unité de temps (ici le mois). Or ne disposant, comme nous l'avons dit, d'aucune information fiable sur ce dernier point, nous avons dû choisir à partir des classes de salaires proposées dans le questionnaire, une limite de salaire en - deçà de laquelle l'individu, supposé

TABLEAU VI

Population de référence :

Population masculine ayant suivi un cycle d'enseignement du niveau C.A.P. ou B.E.P.

	Spécialités de formation	« Sortis à l'heure »	Dont		
			Ayant un emploi en septembre 1981	Déclarant un salaire	Déclarant un salaire mensuel sup. à 2 800 F
C.A.P.	Maçonnerie . . . . .	21	19	16	13
	Chaudronnerie (fer) . . . . .	38	34	30	26
	Méc. auto . . . . .	17	16	16	14
	Électrotechnique . . . . .	25	19	18	15
	Menuiserie . . . . .	15	13	11	10
	Sous-total . . . . .	116	101	91	78
B.E.P.	Dessin-génie civil . . . . .	50	48	44	42
	Const. en bâtiment . . . . .	16	15	10	9
	Ens. chaudronnés . . . . .	10	10	9	8
	Mécanicien-monteur . . . . .	52	49	42	34
	Mécanique auto . . . . .	33	29	24	19
	Electrotechnique . . . . .	57	55	53	47
	Agent Administratif . . . . .	26	24	22	19
	Comptabilité . . . . .	17	13	12	12
	Carrières Sanit. et Sociales . . . . .	1	1	1	1
Commerce . . . . .	14	14	14	11	
	Sous-total . . . . .	276	258	231	202
	TOTAL . . . . .	392	359	322	280

travailler alors dans des emplois à temps partiel, n'était pas retenu dans notre échantillon <sup>(1)</sup>. L'idéal eût été bien évidemment de disposer d'une évaluation homogène du salaire horaire de chaque individu. Privés de cette ressource, nous avons été contraints d'imposer cette restriction nécessaire, mais ne suffisant pas à éliminer en ce domaine toute erreur de mesure sur la variable dépendante (i. e. le salaire mensuel).

Le tableau 6 ci-contre décrit les différentes restrictions que nous avons portées à l'effectif disponible, afin de constituer un échantillon suffisamment homogène sur lequel travailler. Le détail de cet échantillon apparaît dans la colonne de droite. La première colonne décrit les spécialités de formation retenues, c'est-à-dire celles dont la totalité, ou une part, de l'effectif est masculin. La seconde colonne donne le détail, par spécialité, du nombre d'individus sortis en juin 1977 d'un cycle de formation du niveau C.A.P. ou B.E.P. Les colonnes suivantes indiquent l'importance des restrictions successives. Plus de 8% de ces jeunes hommes, entrés pour la plupart dès juillet 1977 sur le marché de l'emploi, sont en chômage plus de 4 ans après (en septembre 1981). L'échantillon sur lequel s'appuie notre étude (colonne de droite) représente 71% du nombre des individus interrogés et sortis en juin 1977 d'un cycle de formation du niveau C.A.P. ou B.E.P. (seconde colonne de gauche).

## ANNEXE II

### PRÉSENTATION DES VARIABLES RETENUES

Les variables retenues sont les suivantes :

#### **La variable dépendante, ou variable expliquée**

$W_t$  : le salaire mensuel de l'individu à l'instant  $t$  (septembre 1981), qui est une variable quantitative continue;

#### **Les variables décrivant la formation**

NIV : variable qualitative, prenant la valeur 1 quand l'individu a suivi une formation du niveau B.E.P., 0 dans le cas contraire (i. e. dans le cas où il a suivi une formation du niveau C.A.P.),

---

(1) Cette limite a été établie à partir du montant mensuel du S.M.I.C., évalué sur une base de 40 heures, en septembre 1981 par l'I.N.S.E.E., à 3 005,54 F [4].

Compte tenu de la vraisemblable hétérogénéité des réponses sur le salaire mensuel, hétérogénéité dont nous avons précédemment recensé quelques possibles sources, la limite des 2 800 F mensuels nous a semblé pouvoir être retenue, notamment pour des individus ayant indiqué un salaire net des cotisations sociales. Il faut toutefois noter que 13% des jeunes hommes de notre échantillon disaient percevoir moins de 2 800 F par mois en septembre 1981.

TERT : variable qualitative prenant la valeur 1 quand l'individu a suivi une formation de type « tertiaire », 0 dans le cas contraire,

DIPL : variable qualitative prenant la valeur 1 quand l'individu a obtenu le diplôme de fin de cycle, 0 dans le cas contraire,

DEMAND : variable qualitative prenant la valeur 1 quand la formation initiale suivie était la formation souhaitée par l'individu, 0 dans le cas contraire,

STAGE : variable qualitative prenant la valeur 1 quand l'individu a suivi un (ou plusieurs) stages de formation complémentaire après sa sortie du système de formation initiale, 0 dans le cas contraire;

### **Les variables descriptives du statut et de la taille de l'entreprise où l'individu est employé en septembre 1981**

PUB : variable qualitative prenant la valeur 1 quand l'emploi « actuel » est un emploi du secteur public (administration générale, administrations locales, entreprises publiques ou nationalisées), 0 en cas contraire,

GE : variable qualitative prenant la valeur 1 quand l'emploi « actuel » est situé dans une entreprise privée dont l'effectif est supérieur à 500 employés, 0 dans le cas contraire,

PME : variable qualitative prenant la valeur 1 quand l'emploi « actuel » est situé dans une entreprise privée dont l'effectif est compris entre 10 et 500 employés, 0 dans le cas contraire,

INT : variable qualitative prenant la valeur 1 quand l'individu est employé en septembre 1981 dans une société d'intérim, 0 dans le cas contraire;

### **Les variables décrivant les durées d'emploi et de chômage sur la période**

EXP : variable quantitative continue exprimant le nombre total de mois passés en emploi sur la période de 51 mois (ou durée d'occupation sur la période),

ANC : variable quantitative continue exprimant le nombre de mois d'ancienneté dans l'entreprise où l'individu est employé en septembre 1981,

NBNE : variable quantitative continue exprimant le nombre total de mois de non-emploi (assimilés à du chômage) sur la période;

### **Les variables décrivant l'intensité de la mobilité inter-entreprises**

NBEMP : variable quantitative discrète égale au nombre d'employeurs pour lesquels l'individu a travaillé sur la période,

EMP 3 : variable qualitative prenant la valeur 1 si l'individu a eu trois employeurs sur la période, 0 dans les autres cas,

EMP 4 : variable qualitative prenant la valeur 1 si l'individu a eu quatre employeurs sur la période, 0 dans les autres cas;

### **Les variables décrivant la fréquence du chômage sur la période**

PENE : variable quantitative discrète égale au nombre de périodes de chômage sur la période,

NE 1 : variable qualitative prenant la valeur 1 quand l'individu n'a connu qu'une seule période de chômage sur la période, 0 dans les autres cas,

NE 2 : variable qualitative prenant la valeur 1 quand l'individu a connu précisément deux périodes de chômage sur la période, 0 dans les autres cas,

NE 3 : variable qualitative prenant la valeur 1 quand l'individu a connu précisément trois périodes de chômage sur la période, 0 dans les autres cas,

NE 4 : variable qualitative prenant la valeur 1 quand l'individu a connu précisément quatre périodes de chômage sur la période, 0 dans les autres cas;

### **Les variables décrivant les causes des mobilités inter-entreprises**

NBDEM : variable quantitative discrète égale au nombre de démissions qu'a connues l'individu sur la période,

NBFC : période quantitative discrète égale au nombre de fins de contrat qu'a connues l'individu sur la période,

NBLI : variable quantitative discrète égale au nombre des licenciements individuels qu'a connus l'individu sur la période,

NBLC : variable quantitative discrète égale au nombre des licenciements collectifs vécus par l'individu sur la période,

QUIT : variable qualitative prenant la valeur 1 si l'individu a l'intention de quitter l'emploi qu'il détient en septembre 1981, 0 dans le cas contraire;

### **Les variables « individuelles »**

CIV : variable qualitative prenant la valeur 1 si l'individu est marié, 0 dans le cas contraire,

SN : variable qualitative prenant la valeur 1 si l'individu a effectué le Service national sur la période, 0 dans le cas contraire.

## **ANNEXE III**

### **ANALYSE DES TABLES DE CONTINGENCE PAR DES MODÈLES LINÉAIRES GÉNÉRALISÉS**

Pour la présentation des modèles linéaires généralisés, nous renvoyons à Nelder et Wedderburn [12], et Tomassone *et al.* [15] (pages 236 à 238).

**(a) Analyse de la table « intensité de la mobilité x fréquence du chômage »**

Cette table de contingence correspond au tableau 1 présenté au paragraphe 2. 2. La déviance associée au modèle avec facteurs indépendants est égale à 35,03. Avec 9 degrés de liberté, celle-ci est trop élevée pour que l'on accepte l'hypothèse d'indépendance des facteurs.

Le modèle avec terme d'interaction symétrique est associé à une déviance égale à 4,678 pour 6 degrés de liberté. La valeur de cette déviance nous permet de conclure à l'adéquation de ce second modèle, et d'accepter l'hypothèse (correspondant à l'introduction du terme d'interaction symétrique) selon laquelle la fréquence du chômage sur la période tend à croître avec l'intensité de la mobilité inter-entreprises.

**(b) Analyse de la table « nombre de démissions x fréquence du chômage »**

Cette table est construite pour les individus ayant connu le même nombre de changements d'employeur sur la période observée. Nous prendrons ici l'exemple de la table de contingence de la population ayant eu trois employeurs sur la période.

A la différence de la table précédente, cette table ne prend en compte que les seules périodes de chômage « entre emplois » (i. e. intervenant après le 1<sup>er</sup> emploi) (1).

La déviance du modèle sans terme d'interaction est beaucoup trop élevée (23,92 à 4 degrés de liberté) pour que l'on accepte l'hypothèse d'indépendance des facteurs. La très faible déviance du modèle avec terme d'interaction symétrique (0,251 à 2 degrés de liberté) nous permet d'affirmer que, à nombre égal de changements d'employeur, le nombre des périodes « ultérieures » de chômage (après premier emploi), tend à décroître lorsque croît le nombre des démissions (i. e. le nombre des mobilités « volontaires ») sur la période.

TABLEAU VII

Nombre de périodes de chômage intermédiaires	Nombre de démissions		
	2	1	0
0 .....	12	8	4
1 .....	5	18	9
2 .....	1	3	13

(1) L'abandon de cette restriction ne modifie pas la conclusion à laquelle nous parvenons.

## ANNEXE IV

### TABLEAU VIII

**Variable expliquée**

Le salaire mensuel en septembre 1981

Variables explicatives	Modèle A	Modèle B	Modèle C	Modèle D
CONSTANTE . . . . .	1 773,245 ** (3,05)	1 738,74 * (2,20)	3 170,72 *** (16,43)	3 204,38 *** (15,64)
NIV . . . . .	371,44 *** (3,54)	381,47 *** (3,61)	327,45 ** (3,17)	340,58 ** (3,26)
TERT . . . . .	-63,49 (-0,50)	-75,71 (-0,59)	-30,50 (-0,24)	-65,56 (-0,51)
DIPL . . . . .	12,45 (0,13)	10,42 (0,11)	17,87 (0,19)	23,38 (0,24)
DEMAND . . . . .	45,64 (0,35)	55,52 (0,43)	91,03 (0,70)	70,99 (0,54)
STAGE . . . . .	198,76 (1,33)	198,78 (1,32)	107,86 (0,76)	99,52 (0,70)
PUB . . . . .	219,47 * (1,99)	229,01 * (2,07)	237,75 * (2,14)	222,18 * (1,97)
GE . . . . .	255,16 (1,59)	272,27 (1,69)	270,95 (1,69)	283,61 (1,75)
CIV . . . . .	90,11 (0,91)	104,56 (1,05)	121,97 (1,23)	122,33 (1,23)
SN . . . . .	-55,71 (-0,37)	125,79 (1,06)	-24,13 (-0,21)	48,63 (0,44)
QUIT . . . . .	-236,06 * (-1,92)	-228,50 (-1,84)	-251,50 * (-2,03)	-245,72 * (-1,97)
EXP . . . . .	91,94 ** (2,56)	-	-	-
EXP <sup>2</sup> . . . . .	-1,24 * (-2,30)	-	-	-
Log (EXP) . . . . .	-	978,75 * (2,05)	-	-
ANC . . . . .	-	-	28,24 * (2,37)	-
ANC <sup>2</sup> . . . . .	-	-	-0,68 * (-2,29)	-
log (ANC) . . . . .	-	-	-	106,29 (1,07)
$\bar{R}^2$ (%) . . . . .	11	9,8	10	8,2
F . . . . .	2,943	2,855	2,742	2,535
$\hat{\sigma}$ . . . . .	591,71	595,84	595,12	600,94
N . . . . .	189	189	189	189

ANNEXE IV (suite)

TABLEAU IX  
Variable expliquée  
Le salaire mensuel en septembre 1981

Variables explicatives	Modèle A'	Modèle C'
CONSTANTE . . . . .	1 811,13 ** (3,17)	3 245,66 *** (25,78)
NIVEAU (B.E.P.) . . . . .	363,65 *** (3,71)	332,03 *** (3,39)
STAGE . . . . .	207,93 (1,42)	- -
PUB . . . . .	215,61 * (1,99)	238,52 * (2,20)
G.E. . . . .	262,58 (1,68)	272,06 (1,74)
CIV . . . . .	- -	119,25 (1,24)
QUIT . . . . .	-237,73 * (-1,96)	-235,49 * (-1,97)
EXP . . . . .	88,81 ** (2,81)	- -
EXP <sup>2</sup> . . . . .	-1,16 ** (-2,61)	- -
ANC . . . . .	- -	27,54 * (2,38)
ANC <sup>2</sup> . . . . .	- -	-0,65 * (-2,34)
$\bar{R}^2$ (%) . . . . .	12,8	11,9
F . . . . .	4,936	4,632
$\hat{\sigma}$ . . . . .	585,87	588,78
N . . . . .	189	189

## ANNEXE V

TABLEAU X

Variables explicatives \ Variable expliquée	Salaire			Nombre de mois de chômage après 1 <sup>er</sup> emploi			Nombre total de mois de non-emploi		
	C.A.P.	B.E.P.		C.A.P.	B.E.P.		C.A.P.	B.E.P.	
CONSTANTE .....	3 645,18 (33,54)	3 709,15 (45,36)	3 655,82 (48,13)	4,080 (4,21)	6,884 (9,14)	5,708 (7,60)	5,80 (5,47)	10,317 (11,64)	9,141 (10,39)
DEM .....	63,36 (0,41)	294,12 * (2,26)		-2,005 (-1,38)	-5,045 *** (-4,21)	-	-2,66 <sup>x</sup> (-1,68)	-6,148 *** (-4,36)	
NBDEM .....	-	-	225,35 *** (3,55)	-	-	-1,368 * (-2,18)	-	-	-1,974 ** (-2,68)
R <sup>2</sup> (%) .....	0,33	3,7	8,64	3,6	11,8	3,4	5,3	12,49	5,1
F .....	0,056	5,105 *	12,585 **	1,916	17,72 **	4,741 *	2,832	18,98 **	7,189 **
$\hat{\sigma}$ .....	473,86	647,01	630,17	4,446	5,957	6,232	4,86	7,01	7,30
N .....	53	136		53	136		53	136	

Niveaux de significativité : <sup>x</sup> = 0,10; \* = 0,05, \*\* = 0,01; \*\*\* = 0,001.

## ANNEXE V (suite)

TABLEAU XI

Variable expliquée Variables explicatives	Salaire		Nombre de mois de chômage après 1 <sup>er</sup> emploi				Nombre total de mois de non-emploi				
	C.A.P.		B.E.P.	C.A.P.		B.E.P.		C.A.P.		B.E.P.	
CONSTANTE . . .	3 518,21 (41,67)	3 568,08 (46,01)	3 960,34 (52,01)	2,085 (2,68)	1,998 (2,80)	2,725 (3,85)	1,976 (3,27)	2,99 (3,60)	3,13 (4,05)	5,105 (6,12)	4,569 (6,29)
<i>fc</i> . . . . .	-66,86 (-0,37)		-289,56 * (-2,23)	3,168 <sup>x</sup> (1,92)		4,592 *** (3,81)		4,73 ** (2,68)		5,955 *** (4,22)	
<i>nbfc</i> . . . . .		-86,24 (-1,58)			1,281 * (2,55)		3,091 *** (6,80)		1,58 ** (2,91)		3,488 *** (6,39)
<i>R</i> <sup>2</sup> . . . . .	0,27	4,7	3,6	6,7	11,3	9,8	25,8	12,35	14,24	11,8	23,5
<i>F</i> . . . . .	0,14	2,497	4,986 *	3,687	6,506 *	14,486 **	46,223 **	7,196 **	8,45 **	17,83 **	40,86 **
$\hat{\sigma}$ . . . . .	473,99	463,44	647,29	4,374	4,265	6,022	5,464	4,67	4,62	7,04	6,56
<i>N</i> . . . . .	53		136	53		136		53		136	
Niveaux de significativité : <sup>x</sup> = 0,10; * = 0,05; ** = 0,01; *** = 0,001.											

## ANNEXE VI

TABLEAU IVA

Répartition de la population étudiée selon la C.S.P. du premier emploi et la filière de formation initiale

Filière de formation \ C.S.P.	Ouvrier non qualifié	Ouvrier qualifié	Employé	Cadre moyen, technicien	Artisan	Commerçant	Chef d'entreprise	Non réponses	TOTAL
C.A.P. (industriels) . . . . .	5	64	6	—	—	—	—	3	78
B.E.P. (industriels) . . . . .	8	84	31	25	—	—	—	11	159
B.E.P. (tertiaires) . . . . .	2	13	23	2	—	—	—	3	43
B.E.P. (total) . . . . .	10	97	54	27	—	—	—	14	202
TOTAL . . . . .	15	161	60	27	—	—	—	17	280

TABLEAU IVB

Répartition de la population étudiée selon la C.S.P. de l'emploi actuel (septembre 1981) et la filière de formation initiale

Filière de formation \ C.S.P.	Ouvrier non qualifié	Ouvrier qualifié	Employé	Cadre moyen, technicien	Artisan	Commerçant	Chef d'entreprise	Non réponses	TOTAL
C.A.P. (industriels) . . . . .	5	55	11	2	—	—	—	5	78
B.E.P. (industriels) . . . . .	1	84	24	33	1	3	4	9	159
B.E.P. (tertiaires) . . . . .	—	7	23	8	—	3	—	2	43
B.E.P. (total) . . . . .	1	91	47	41	1	6	4	11	202
TOTAL . . . . .	6	146	58	43	1	6	4	16	280

## ANNEXE VI (suite)

TABLEAU V A  
Répartition de la population selon le type d'entreprise pour le premier emploi,  
et la filière de formation initiale

Filière de formation \ Type de l'entreprise	Secteur privé					Secteur public	Non réponses	TOTAL
	Professions libérales	Artisan	P.M.E.	Grande entreprise	Sociétés d'intérim			
C.A.P. (industriels) . . . . .	—	21	43	5	4	2	3	78
B.E.P. (industriels) . . . . .	3	36	78	17	7	11	7	159
B.E.P. (tertiaires) . . . . .	1	8	21	1	1	8	3	43
B.E.P. (total) . . . . .	4	44	99	18	8	19	10	202
TOTAL . . . . .	4	65	142	23	12	21	13	280

*Commentaires* ; « professions libérales » =libéral ou particulier; « artisan » =entreprise employant jusqu'à 9 salariés; P.M.E. = entreprise employant entre 10 et 499 salariés; « grande entreprise » = entreprise employant plus de 500 salariés.

**TABLEAU V B**  
**Répartition de la population étudiée selon le type d'entreprise**  
**pour l'emploi actuel (septembre 1981) et la filière de formation initiale**

Type de l'entreprise Filière de formation	Secteur privé					Secteur public	Non réponses	TOTAL
	Professions libérales	Artisan	P.M.E.	Grande entreprise	Sociétés d'intérim			
C.A.P. (industriels) . . . . .	—	17	47	4	1	7	2	78
B.E.P. (industriels) . . . . .	3	28	57	17	9	35	10	159
B.E.P. (tertiaires) . . . . .	1	5	21	3	1	10	2	43
B.E.P. (total) . . . . .	4	33	78	20	10	45	12	202
TOTAL . . . . .	4	50	125	24	11	52	14	280

*Commentaires ; « professions libérales » = libéral ou particulier; « artisan » = entreprise employant jusqu'à 9 salariés; P.M.E. = entreprise employant entre 10 et 499 salariés; « grande entreprise » = entreprise employant plus de 500 salariés.*

## BIBLIOGRAPHIE

- [1] BARGE (M.) et PAYEN (J. F.). Vieillesse et salaire : une optique individuelle, *Économie et Statistique*, n° 139, décembre 1981.
- [2] BARRON (J. M.) et MC CAFFERTY (S.). Job Search, Labor Supply and the Quit Rate: Theory and Evidence, *American Economic Review*, vol. 67, n° 4, 1977.
- [3] BAUDELLOT (C.). L'évolution des salaires : une nouvelle approche, *Économie et Statistique*, n° 149, novembre 1982.
- [4] Bulletin mensuel de statistique, I.N.S.E.E., n° 9, septembre 1981.
- [5] BURDETT (K.). The Theory of Employee Job Search and Quit Rates, *American Economic Review*, vol. 68, n° 1, 1978.
- [6] FOURCADE (B.) et alii. Le devenir professionnel des jeunes formés dans l'enseignement technique en Midi-Pyrénées, Document n° 1 : Le Marché du Travail, C.E.J.E.E., Toulouse, 1982.
- [7] GASPARD (M.). De la description à l'explication des inégalités de salaires : une méthode et son application aux salaires ouvriers, *Statistiques et Études Financières*, n° 28, 1977.
- [8] HARRIS (M.) et HOLMSTROM (B.). A Theory of Wage Dynamics, *Review of Economic Studies*, vol. XLIX, 1982.
- [9] HARTOG (J.). Wages and Allocation under Imperfect Information, *De Economist*, vol. 129, n° 3, 1981.
- [10] JOVANOVIĆ (B.). Job Matching and the Theory of Turnover, *Journal of Political Economy*, vol. 87, n° 5, Part 1, 1979.
- [11] MINCER (J.). *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia University Press, 1974.
- [12] NELDER (J. A.) et WEDDERBURN (W. M.). Generalized Linear Models, *Journal of the Royal Statistical Society A*, vol. 135, part 3, 1972.
- [13] ROSEN (Sh.). Learning and Experience in the Labor Market, *Journal of Human Resources*, vol. 7, n° 3, 1972.
- [14] ROSS (S.), TAUBMAN (P.) et WACHTER (M.). Learning by Observing and the Distribution of Wages, in: *Studies in Labor Markets*, edited by Sh. Rosen, N.B.E.R., The University of Chicago Press, 1981.
- [15] TOMASSONE (R.) et alii, *Genstat, un langage statistique*, I.N.R.A., Versailles, 1982.