

# **L'incidence des histoires individuelles sur l'insertion professionnelle : une analyse sur données longitudinales**

Jean-Michel PLASSARD, Wissem SASSI (LIRHE-CNRS, Université Toulouse I)

Texte d'appui au séminaire interne de l'Irédu du 7 janvier 2002

## *Résumé*

L'article analyse les relations entre le temps mis pour accéder à un emploi, la durée de cet emploi, et le salaire versé pour les étudiants issus de l'enseignement post-secondaire français. Les estimations sont effectuées à partir de la démarche préconisée par Bratber et Nilsen (1998).

## **INTRODUCTION**

Les premières expériences des débutants sur le marché du travail ne sont pas neutres pour leurs parcours professionnels ultérieurs. Durant cette période, les jeunes rencontrent des événements très importants dans leur vie tels que la fin de leurs études, l'obtention de leur premier emploi permanent après être passé par des transitions entre les divers états du marché de l'emploi. Il est probable que ces divers facteurs influencent leurs comportements et les attitudes en matière de succès ou d'échec durant les premières années de vie active sur le marché de l'emploi. Dans ce contexte, la durée passée dans un emploi et le salaire constituent des indicateurs de rendement du capital humain.

Dans cet article, nous nous concentrons sur la relation entre la durée de recherche du dernier emploi, le salaire mensuel perçu et la durée du maintien dans cet emploi que nous tentons de modéliser simultanément. Le fait que l'hétérogénéité non observée puisse biaiser les estimations des salaires et la durée de l'emploi de référence, rend pertinent de prêter attention au phénomènes d'endogénéité pour les trois variables expliquées en question (Nilsen et Tortensen, 2000).

La démarche ne s'inscrit pas dans l'optique d'un véritable modèle structurel de recherche d'emploi ; et nous adoptons une stratégie de modélisation appliquée usuelle en considérant une forme réduite des équations de durée (chômage et emploi). Nous estimons également l'équation de salaire, en traitant simultanément les trois mesures de rendements de la recherche d'emploi: la durée de recherche, le salaire et la durée de l'emploi. La longueur de la période du chômage et la durée du dernier emploi viennent compléter l'information sur l'équation du salaire. Car, le salaire accepté est corrélé au salaire de réserve et par voie de

conséquence au taux de sortie du chômage. Il en résulte que la rémunération doit être estimée en tenant en compte de la dépendance entre le salaire, le chômage et la durée de l'emploi de référence.

L'objet de ce chapitre est d'analyser, pour des jeunes diplômés de l'enseignement supérieur, l'évolution du salaire perçu avec la durée d'accès à l'emploi (le dernier emploi décrit par chaque travailleur dans l'enquête) en même temps que son impact sur la survie dans cet emploi. Il s'agit par ailleurs, d'isoler les effets individuels de ceux induits par le processus de recherche dans la détermination des salaires. Dans l'analyse nous essayons de tenir compte d'une caractéristique essentielle du modèle élémentaire de recherche d'emploi, à savoir la séquentialité dans la stratégie de quête d'emploi, afin de mettre en exergue une éventuelle relation entre les salaires perçus par les demandeurs d'emploi et leurs histoires individuelles sur le marché du travail. La structure du modèle économétrique développé dans ce papier est bâtie autour de trois équations principales, les deux premières concernant les durées de recherche et de maintien dans le dernier emploi, l'autre concerne le salaire mensuel obtenu.

Le plan de ce chapitre se décline en quatre sections. La section 1 fournit un balayage rapide des théories de recherche d'emploi et d'appariement. La section 2 est centrée sur les caractéristiques des sortants de l'enseignement supérieur français. La section 3 est consacrée à l'élaboration d'un modèle empirique ; le modèle tenant compte des corrélations entre les trois équations. L'exploitation économétrique du modèle et l'interprétation des résultats font l'objet de la quatrième section.

## **1. REVUE DE LA LITTÉRATURE**

Le niveau et la filière de la formation se révèlent comme deux variables déterminantes pour la durée de la quête d'emploi en présence d'une concurrence exacerbée pour l'accès à l'emploi. On peut s'attendre à ce que les individus ayant un degré d'instruction plus élevé aient plus de chance d'obtenir des offres d'emploi plus rapidement après avoir fini leur formation (Card, 1999). Toutefois, un niveau d'éducation élevé peut également augmenter le salaire de réserve et induit *ipso facto* une plus longue période de prospection d'emploi. L'effet « net » d'un haut niveau d'éducation sur la durée de recherche est donc ambigu au plan théorique.

A l'instar de Eckstein et Wolpin (1995) et Bowlus (2001), de nombreux travaux considèrent les biographies professionnelles comme un facteur explicatif des mécanismes

sélectifs enregistrés sur le marché du travail. Ces explications proposées renvoient à des considérations théoriques ou statistiques.

D'un point de vue économique, les cheminements individuels sur le marché du travail modifient les préférences, les prix et les contraintes, qui à leur tour agissent sur leurs comportements en matière de quête d'emploi. Aussi, un long épisode de chômage peut induire une perte en termes de capital humain chez le demandeur d'emploi et le pousser à réajuster sa politique de recherche. Côté entreprises, celles-ci, à priori peu informées sur les aptitudes des demandeurs d'emploi, sont amenées à fonder leur sélection sur la base du critère de l'expérience professionnelle ou du cursus universitaire. Dans les deux cas de figure, les biographies professionnelles des travailleurs agissent directement sur l'employabilité et induisent de vraies dépendances structurelles entre les différents états du marché du travail (emploi, chômage, inactivité, etc.).

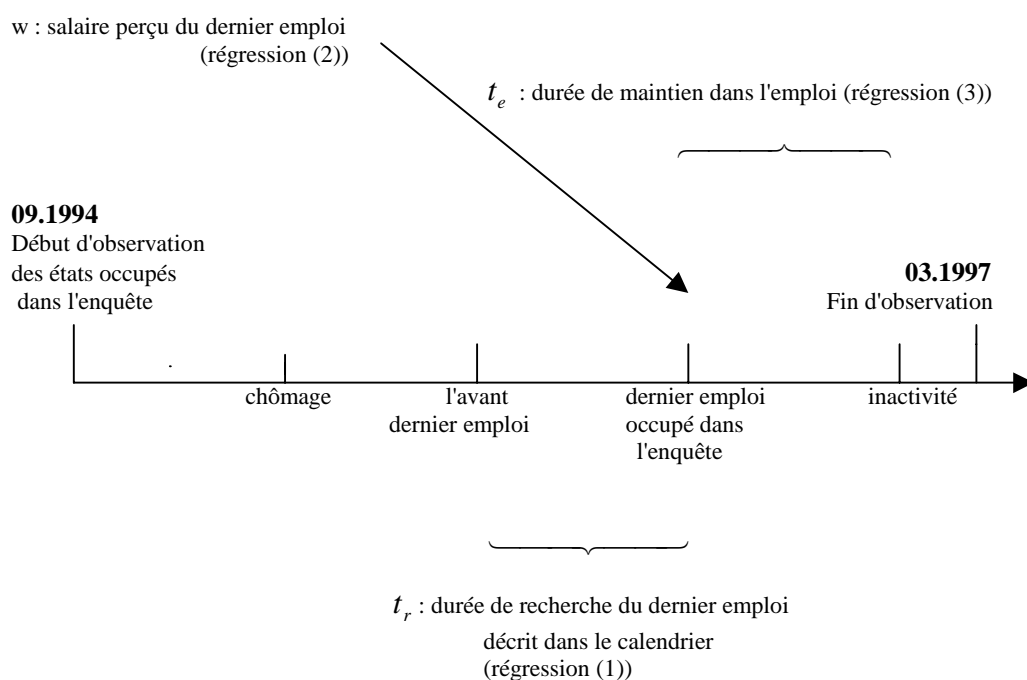
D'un point de vue statistique, les travailleurs diffèrent selon certaines variables non observables affectant leurs probabilités d'occuper les différents états du marché du travail. Si ces variables sont corrélées entre elles et qu'elles ne sont pas contrôlées, les histoires individuelles sur le marché du travail peuvent apparaître comme un des facteurs déterminants pour l'accès à l'emploi (*i.e.* elles jouent le rôle d'une variable d'approximation des corrélations induites par l'hétérogénéité non observable). En outre, un mauvais traitement des variables non observables induit des corrélations entre les états occupés dans le passé et ceux du futur (Heckman et Borjas, 1980).

Le cadre général le plus généralement utilisé pour analyser la transition de l'école au système d'emploi est le modèle de recherche d'emploi présenté par Mortensen (1986), Wolpin (1987), Kiefer et Neumann (1989) et Devine et Kiefer (1991). Bien que la propriété essentielle des modèles de recherche d'emploi repose sur une stratégie de salaire de réserve, il est rare que le traitement soit explicite dans les travaux empiriques. La situation est attribuée aux difficultés engendrées par les estimations de modèles de comportements individuels basés sur des décisions séquentielles. Les problèmes d'identification et de spécification engendrée notamment par ces modèles rendent les techniques empiriques courantes (MCO) non appropriées. La source de ces problèmes est en fait masquée par des structures des processus de recherche dans lesquelles les stratégies individuelles de recherche sont intrinsèquement non observables.

On peut expliquer le fait que la durée de chômage influence négativement le résultat du processus de recherche d'emploi de plusieurs façons. L'effet de stigmata suggère qu'un épisode long de chômage provoque une diminution de la cadence des arrivées d'offres d'emploi car une durée longue de chômage peut être interprétée comme un signal défavorable de productivité, ou comme un stock de capital humain insuffisant (Meyer, 1990 ; Joutard et Ruggiero, 1996). L'intensité de recherche peut s'amenuiser, en outre, quand la durée de chômage perdure. Cependant, la corrélation entre la durée de chômage et le fait de recevoir et d'accepter une offre d'emploi peut également être inversée. En effet, le salaire de réserve des candidats à l'embauche peut être révisé à la baisse si ces derniers s'attendent à ce que les coûts de recherche culminent à l'approche des fins du droit (Machin et Manning, 1999).

Plus récemment en se basant sur des données canadiennes, Belzil (1995) suggère qu'il y a un rapport négatif entre la durée de survie dans l'emploi et la période de chômage précédée. Ce résultat est éventuellement imputable au système d'indemnisation du chômage qui dépend du nombre de semaines travaillées dans l'année avant juste le début de la période de chômage. Pour le marché du travail des jeunes en France, Magnac *et alii* (2000) indique qu'un niveau d'instruction élevé augmente l'employabilité et les chances de rester actif occupé, et diminue la probabilité de rester sans emploi.

Figure 1: Un exemple d'itinéraire professionnel



## **2. LES SORTANTS DE L'ENSEIGNEMENT SUPÉRIEUR**

### **2.1. La base de données utilisée**

Nous utilisons, à titre principal, les données issues de l'enquête du Centre d'études et de recherches sur les qualifications (CÉREQ) effectuée en mars 97 auprès des sortants de l'enseignement supérieur. Ces données décrivent le processus d'insertion professionnelle reconstitué mois par mois pour les étudiants de l'enseignement supérieur sortis en 1994. La période couverte par l'enquête va de septembre 1994 jusqu'à mars 1997. L'échantillon de 6521 étudiants couvre la totalité des filières de l'enseignement supérieur. Il est constitué par 1316 sortants de niveau III (niveau bac plus deux, DEUG, BTS, DUT), 1481 sortants du système des écoles (écoles d'ingénieurs et écoles de commerce et/ou de gestion) et enfin 3724 sortants de niveau II et I de l'université (deuxième et troisième cycle de l'université). Parallèlement, nous disposons des informations sur l'environnement familial capté à travers des questions sur la situation professionnelle des parents.

### **2.2. Quelques statistiques descriptives**

L'insertion des jeunes sortants de l'enseignement supérieur en 1994 est marquée par un « effet de moment ». Comme l'indiquent les diverses enquêtes du CÉREQ (enquêtes Sup. 87, 91, 95 et 97) au cours de la période, ces derniers ont bénéficié d'une phase de reprise du marché du travail qui a rendu leur insertion plus facile que celle de leurs prédécesseurs immédiats. La figure n°2 met notamment en perspective l'évolution d'un indicateur d'insertion (le taux de chômage à trente mois après la fin des études) au cours de la période 1987-1997.

Trente mois après leur sortie de l'enseignement supérieur, le taux de chômage des diplômés de 1994 est de 9,3% contre 11,5% pour ceux de 1992. Ces derniers étaient entrés dans la vie active en pleine période de retournement de la conjoncture consécutive à la « guerre de Golfe ». Les diplômés de 1987 avaient auparavant bénéficié d'une conjoncture particulièrement favorable.

Quatre sortants de l'enseignement supérieur sur cinq trouvent leur premier emploi en moins de six mois. Mais la « mini-reprise » de l'emploi n'a pas amélioré de façon significative la rapidité d'accès à l'emploi, et les diplômés de 1994 ne trouvent pas les facilités de la fin des années 1980.

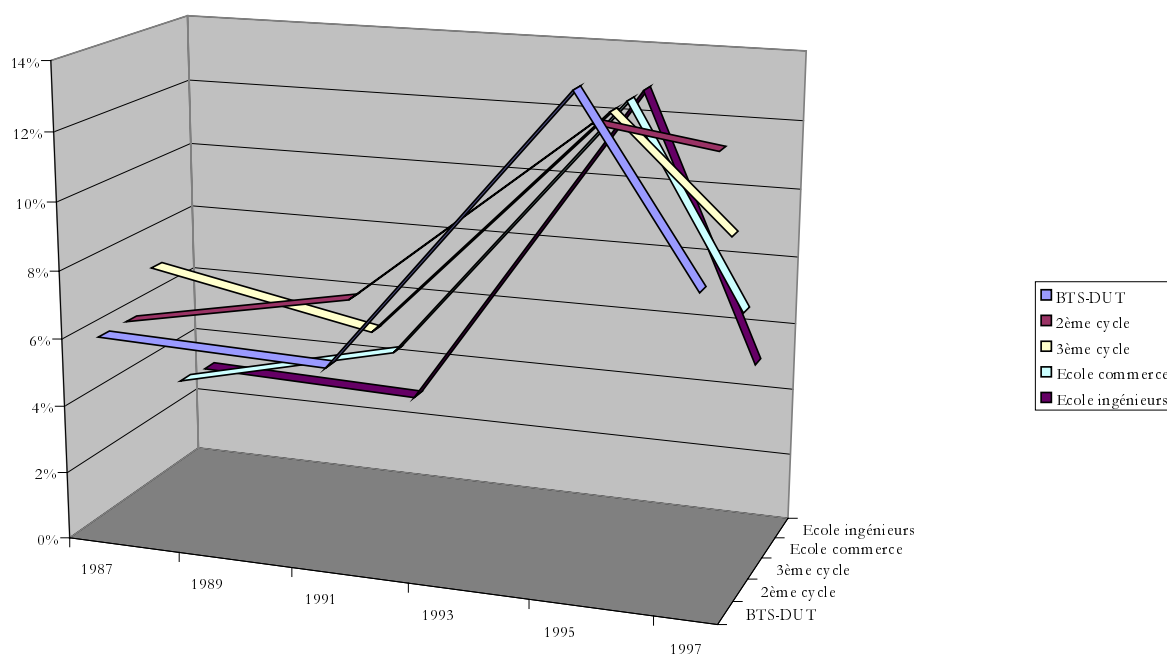
On trouvera dans les tableaux 1 et 2 deux autres indicateurs classiques d’insertion – la durée totale du chômage avant le dernier emploi – et le salaire du dernier emploi. L’indicateur de durée totale sur trente mois est calculé à partir des calendriers contenus dans les questionnaires. Ne sont pas comptabilisés les mois pour lesquels les personnes recherchent un emploi tout en travaillant, ou les mois pour lesquels les personnes recherchent un emploi durant leurs études.

Tableau 1: **Durée totale de chômage avant le dernier emploi- Sortants de l’enseignement supérieur en 1994 (% ligne)**

Durée de chômage avant le dernier emploi	Pas de chômage	De 1 à 6 mois	De 7 à 12 mois	Plus d’un an	Echantillon
BTS/DUT	44,7	30,9	14,1	10,4	694
Ecoles d’ingénieurs	48,7	35,1	11,4	4,9	404
Ecoles de commerce	43,2	37,6	14,4	4,8	738
Doctorat	63,7	63,7	10,2	8,4	799
DEA/DESS	53,7	53,7	13,2	9,5	715
2 <sup>ème</sup> cycle	59,3	59,3	9,6	11,7	1 055
Autres formations	57,5	57,5	5,4	12,8	308
Ensemble	51,6	51,6	11,8	9,8	4 713

Source : Céreq.

Figure 2 : **Taux de chômage à trente mois après la fin des études, pour les sortants de l’enseignement supérieur**



Source: céreq.

Les salaires mensuels nets indiqués ici intègrent également les primes et avantages divers. N'ont été retenues que les personnes travaillant à temps complet. Les sortants des écoles d'ingénieurs et les docteurs (dont le taux de chômage à trente mois est respectivement 5 % et 8,5 %) tirent aussi leur épingle du jeu et ils perçoivent des salaires plus élevés que ceux des autres formations. Les diplômés des écoles de commerce sont confrontés à des conditions d'entrée dans la vie active relativement favorables. Deux ans et demi après la fin de leurs études, les salaires se situant aux environs de 10 100 francs alors que le taux de chômage s'avère inférieur à 7 %. Les titulaires d'un DEA ou d'un DESS se trouvent la plupart en contrats à durée indéterminée et disposent de salaires relativement élevés (autour de 11 000 francs). Les diplômés de second cycle, quant à eux, connaissent davantage de difficultés. Touchés par la baisse de recrutement des enseignants (leur taux de chômage atteint 12,3 %). Leur taux de salaire médian se situent à 9 700 francs. Pour leur part, les titulaires de DUT et de BTS s'insèrent convenablement.

Tableau 2 : Salaires net du dernier emploi selon la filière (en francs) - Sortants de l'enseignement supérieur en 1994

	Salaires médian	1 <sup>er</sup> quartile	3 <sup>ème</sup> quartile
BTS/DUT	7 000	6 000	8 500
Ecoles d'ingénieurs	12 000	10 500	14 000
Ecoles de commerce	10 100	8 200	12 900
Doctorat	12 300	11 000	14 500
DEA/DESS	11 000	9 000	12 600
2 <sup>ème</sup> cycle	9 700	8 085	11 400
Autres formations	10 000	7 700	13 000
Ensemble	9 000	7 000	12 000

Source : Céreq.

Deux ans et demi après la fin des études, les trois quarts d'entre eux occupent un poste de technicien ou d'agent de maîtrise, et leur salaire se situe autour de 7 000 francs. Mais, si leur taux de chômage reste modéré (8,9 %), 30 % d'entre-eux occupent, cependant, un emploi à durée limitée.

### 3. LE MODÈLE ÉCONOMÉTRIQUE

#### 3.1. Spécification du modèle

Notons la durée passée dans un état  $T \sim G(t; x)$ ;  $G$  désigne la fonction de distribution cumulée  $f$  la densité de probabilité,  $x$  étant un vecteur de variables explicatives.

Le taux de risque ou de sortie d'un état est défini comme suit :

$$\begin{aligned}\lambda(t; x) &= \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T \leq t + dt / T \geq t, x)}{dt} \\ &= \frac{g(t; x)}{1 - G(t; x)}\end{aligned}$$

Pour étudier les trajectoires d'insertion professionnelle, nous avons fait appel aux modèles de durée. Ce type de modèle s'avère, en effet, pertinent pour interpréter les durées en fonction des caractéristiques individuelles et notamment lorsque les durées sont censurées à droite. Dans le cas présent, en effet, une partie des diplômés n'a pas à la date d'observation accédé à un emploi. Plus particulièrement, la variable aléatoire,  $T$ , suit une fonction de distribution,  $G$ , qui a comme une réalisation,  $t$ , et une spécification linéaire de la forme  $x' \beta + u$ .  $\beta$  est un vecteur des paramètres à estimer,  $u$  étant un terme stochastique non observé. Dans cette application, le modèle prend la forme d'un système de trois équations simultanées ; il autorise une censure à droite à la fois pour la durée de prospection de l'emploi et pour la durée de séjour dans l'emploi.

Considérons  $x_r, x_s$  et  $x_e$  ; ces variables représentent respectivement les vecteurs des variables du capital humain et les variables de contrôle qui affectent la durée de recherche ou de chômage lors de la période en cours avant l'obtention de dernier emploi décrit dans l'enquête ( $t_r$ ), le salaire ( $w$ ), et la survie dans l'emploi de référence ( $t_e$ ), respectivement.

Les vecteurs des coefficients correspondants sont notés respectivement par  $\beta_r, \beta_s$  et  $\delta_e$ . Nous supposons que les deux durées et le salaire peuvent être décrits par les trois régressions suivantes :

$$\text{Ln}(t_r) = \text{Min}(x_r' \beta + u_1, \text{Ln} \tau_r) \quad (1)$$

$$\text{Ln}(w) = x_s' \beta_s + \eta \text{Ln}(t_r) + u_2 \quad (2)$$

$$\text{Ln}(t_e) = \text{Min}(\mu_e' \delta_e + \gamma \text{Ln}(t_r) + \alpha \text{Ln}(w) + u_3, \text{Ln} \tau_e) \quad (3)$$



Où  $\tau_r$  et  $\tau_e$  sont respectivement les dates de censure des deux durées de recherche et de

l'emploi, et  $\begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \\ u_3 \end{pmatrix} \sim N(0, \Sigma)$ , où  $\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & & \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 & \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_3^2 \end{pmatrix}$ .

L'hypothèse de distribution de normalité jointe implique que les distributions marginales de  $t_r, t_s$  et  $t_e$  sont distributions log-normales<sup>1</sup>. Il convient de noter que  $Ln(w)$  et  $Ln(t_e)$  sont observés uniquement quand  $Ln(t_r)$  est non censurée. Par voie de conséquence, et à moins que  $\sigma_{12}$  et  $\sigma_{13}$  soient nuls, ni (2) ni (3) ne peuvent être estimées sans tenir compte du cylindrage de l'échantillon dû à cette troncature.

### 3.2. Méthode d'estimation

Le système (1)-(3) fait l'objet d'une estimation par la méthode de maximum de vraisemblance. Les équations (1) et (3) prennent la forme de deux régressions en présence éventuelle de censure. La fonction de vraisemblance peut être obtenue en réorganisant les trois possibilités de combinaisons de censure<sup>2</sup>.

Premièrement,  $t_r$  peut être censurée, dans ce cas ni  $t_e$  ni  $w$  sont observés. Deuxièmement,  $t_r$  peut être observé alors que  $t_e$  est censurée. Finalement, ni  $t_r$  ni  $t_e$  ne sont censurées.

La contribution à la vraisemblance d'un individu qui est censuré en  $\tau_r$  s'écrit alors:

$$\Pr(t_{ri}) = \Phi\left(\frac{x'_{ri} \beta_r - Ln(\tau_r)}{\sigma_1}\right)$$

Où  $\Phi(\cdot)$  représente la fonction de distribution cumulée d'une loi normale standard.

---

<sup>1</sup> Belzil (1995) utilise ce types d'approches pour estimer la durée du chômage et de survie dans l'emploi par l'intermédiaire d'un système d'équations simultanées.

Dans le cas où  $t_r$  serait observée, mais  $t_e$  est censurée, la contribution à la vraisemblance d'un individu  $i$  s'écrit :

$$\Pr(t_{ei} \geq \tau_e, w_i, t_{ri}) = \int_{\tau_e}^{\infty} f(Lnt_{ei}, Ln w_i, Lnt_{ri}) dLnt_{ei}$$

La fonction de probabilité jointe  $f(\cdot)$  peut être écrite comme la distribution conditionnelle de  $Lnt_e$  multipliée par la distribution jointe de  $Ln w$  et  $Lnt_r$ , cette dernière suit une loi normale bivariée.

Avec :

$$\Sigma_{11} = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 \end{pmatrix}, \Sigma_{12} = \begin{pmatrix} \sigma_{13} \\ \sigma_{23} \end{pmatrix}, \Sigma_{21} = \Sigma'_{12};$$

$$\text{Nous posons, } Z = \begin{pmatrix} Lnt_r - x'_r \beta_r \\ Ln w - \eta Lnt_r - x'_w \beta_w \end{pmatrix}, \text{ et } \sigma_{3.12} = \sigma_3^2 - \Sigma_{21} \Sigma_{11}^{-1} \Sigma_{12}, \text{ la variance}$$

conditionnelle de  $u_3$ . En utilisant la règle conditionnelle de la distribution de la loi normale multivariée,

$$\begin{aligned} \Pr(t_{ei} \geq \tau_e, w_i, t_{ri}) &= \Pr(t_{ei} \geq \tau_e / w_i, t_{ri}) \times f_{Ln w, Lnt_{ri}}(Ln w_i, Lnt_{ri}) \\ &= \Phi \left( \frac{x'_{ei} \beta_e - Ln \tau_e + \Sigma_{21} \Sigma_{11}^{-1} Z_i}{\sigma_{3.12}} \right) \times (2\pi)^{-1} |\Sigma_{11}|^{-1/2} \exp \left\{ -\frac{1}{2} Z_i' \Sigma_{11}^{-1} Z_i \right\} \end{aligned} \quad (5)$$

Où  $x'_{ei} \beta_{ei} \equiv \mu'_e \delta_{ei} + \gamma Lnt_{ri} + \alpha Ln w_i$ . Si aucune des deux durées n'est censurée, la contribution à la vraisemblance est donnée par la densité jointe de  $Lnt_r$ ,  $Ln w$  et  $Lnt_e$ ,

---

<sup>2</sup> Lee (1992) dérive la fonction de vraisemblance pour un modèle correspondant à nos équations (1) et (3) avec censure à gauche. Lors que les deux durées sont observées, le traitement de la deuxième régression est assez facile et ne nécessite pas une intégration multivariée.

$$f(Lnt_{ri}, Ln w_i, Lnt_{ei}) = (2\pi)^{-3/2} |\Sigma|^{-1/2} \exp \left\{ -\frac{1}{2} (Z'_i, Lnt_{ei} - x'_{ei} \beta_e) \Sigma^{-1} (Z'_i, Lnt_{ei} - x'_{ei} \beta_e)' \right\} \quad (6)$$

En prenant les logarithmes naturels de (4)-(6), nous obtenons la fonction de vraisemblance comme suit :

$$\begin{aligned} L(\beta_r, \beta_w, \beta_e, \Sigma) = & \sum_{t_{ri} \geq \tau_r} Ln \left[ \Phi \left( \frac{x'_{ri} \beta_r - Ln \tau_r}{\sigma_1} \right) \right] + \\ & \sum_{t_{ri} \leq \tau_r, t_{ei} \geq \tau_e} \left\{ Ln \left[ \Phi \left( \frac{x'_{ei} \beta_e - Ln(\tau_e) + \Sigma_{21} \Sigma_{11}^{-1} Z_i}{\sigma_{3.12}} \right) \right] - \right. \\ & \left. - Ln(2\pi) - \frac{1}{2} Ln(|\Sigma_{11}|) - \frac{1}{2} Z'_i \Sigma_{11}^{-1} Z_i \right\} \\ & - \sum_{t_{ri} < \tau_r, t_{ei} < \tau_e} \frac{1}{2} \left[ 3Ln(2\pi) + Ln(|\Sigma|) + (Z'_i, Lnt_{ei} - x'_{ei} \beta_e) \Sigma^{-1} (Z'_i, Lnt_{ei} - x'_{ei} \beta_e)' \right] \end{aligned} \quad (7)$$

*In fine*, nous observons que le système est récursif, et que dans le cas où  $\sigma_{13} = 0$ , l'équation (3) peut être estimée indépendamment de l'équation (1). Dans ce cas de figure, la vraisemblance se réduit à celle obtenue chez Lee (1992). En outre, si  $\sigma_{13} = \sigma_{23} = 0$ , l'équation (3) peut être estimée seule. Les équations (1) et (2) seront transformées en un modèle de sélection de l'échantillon en appliquant la règle de censure de Tobit, pour lesquels plusieurs procédures d'estimation existent. Ce modèle restreint peut être aussi utilisé afin d'exécuter le test de rapport de vraisemblance tout en prenant comme hypothèse nulle  $\sigma_{13} = \sigma_{23} = 0$ .

#### 4. LES RÉSULTATS DES ESTIMATIONS

On trouvera les résultats des estimations de maximum de vraisemblance du système (1)-(3) dans le tableau 3a, 3b et 3c (cf. Annexe 1).

En premier lieu, nous analysons les conséquences des caractéristiques individuelles du processus de recherche dans la détermination du salaire obtenu.

Les effets cumulés des variables « diplôme », « nombre d'emplois tenus dans le passé », « expérience d'emploi accumulé » et « salaire du premier emploi » (*i.e.* autant d'indicateurs sur la qualité et/ou le volume du capital humain des travailleurs) renvoient à une corrélation positive entre le stock de capital humain et le salaire de dernier emploi. La relation s'inscrit

dans la perspective selon laquelle un stock de capital humain plus important améliore l'efficacité du demandeur d'emploi dans sa quête d'emploi.

Plus la durée d'accès à l'emploi est longue, moins le salaire obtenu est élevé. Ceci conduit à penser que les travailleurs concernés révisent leur salaire de réserve à la baisse lorsque le temps passe. Remarquons, cependant, le fait de n'avoir connu que du chômage durant de la période en cours augmente le salaire proposé. Ce fait n'est pas incompatible avec l'hypothèse d'efficacité de la spécialisation dans la recherche d'emploi.

Le milieu social d'un demandeur d'emploi influe sur le salaire accepté du dernier emploi via la catégorie socioprofessionnelle du père ou le statut d'activité de la mère. Un demandeur d'emploi issu d'un milieu social aisé bénéficie, *caeteris paribus*, d'un réseau de relations sociales qui peut diminuer le coût de l'information sur les emplois vacants. Enfin, pour les hommes le fait d'avoir déjà effectué le service national exerce une influence positive sur le salaire. Herpin et Mansuy (1995) ont montré que le service national est pour certains jeunes hommes une période d'acquisition de compétences complémentaires et d'informations pouvant être utiles à leur avenir professionnel.

Il s'agit, maintenant, d'interpréter l'influence des caractéristiques individuelles sur l'accès à l'emploi et sur le maintien dans cet emploi

Le caractère non significatif de certaines variables dans l'une des trois groupes, ou dans les trois, tient parfois à la faiblesse des effectifs concernés. Nous ne commentons ici que les effets statistiquement significatifs en mentionnant à chaque fois la strate correspondante.

Il ressort que le niveau de diplôme (hormis pour les troisièmes cycles universités) ne semble jouer aucun rôle, ni dans la durée d'accès à l'emploi ni dans la durée de survie dans l'emploi. En effet, les troisièmes cycles universitaires sont les plus formés dans cette strate et ils ont une productivité, vraisemblablement supérieure sur le marché du travail qui leur permettra d'accéder plus rapidement à l'emploi de référence. Les diplômés issus des écoles d'ingénieurs parviennent en moyenne à trouver un emploi plus rapidement que les diplômés des écoles de commerce. En revanche, les sortants des deux systèmes d'écoles séjournent pour une période quasiment identique dans le dernier emploi. Ce résultat ne surprend pas puisque 85,4 % seulement des emplois occupés par les ingénieurs, trente mois après la sortie du système éducatif en mars 1997, sont à durée indéterminée, contre 87,4 % pour les diplômés des écoles de commerce et d'autre part, les ingénieurs ont peut être tendance à vouloir progresser dans la hiérarchie qu'il ne conservent pas pour longtemps leurs emplois pendant les

premières années de vie active. Par ailleurs, bien qu'ils ont une durée d'accès au dernier emploi plus longue que celle des diplômés des STS, les détenteurs d'un DUT restent en moyenne plus longtemps dans l'emploi. Ceci laisse entendre que les diplômés des IUT s'insèrent plus facilement dans la vie active que ceux des STS. Toutefois, il ne faudrait pas conclure un effet « net » de la filière de formation sur la vitesse d'insertion dans la vie active car certains travailleurs peuvent accéder à des emplois précaires.

Le genre a un impact significatif sur le phénomène étudié. Le fait d'être un homme accélère la prise d'un emploi stable. La probabilité de sortie vers l'emploi est donc plus faible chez les femmes que chez les hommes. En revanche, les femmes se maintiennent plus longtemps dans l'emploi. Etant donné que les femmes ont plus de difficultés de trouver un emploi que les hommes, une fois qu'elles sont dans l'emploi celles-ci tendent à y rester. Une durée d'accès à l'emploi plus longue pour les jeunes femmes ayant un enfant peut en partie traduire un report volontaire d'accès à l'emploi. Pour les jeunes hommes, la variable traduisant la présence d'enfant apparaît également comme significative sur la durée d'accès, mais l'effet est inverse de celui constaté pour les femmes. En effet, la présence d'enfant aurait tendance à accélérer la prise d'un emploi stable, toutes choses égales par ailleurs. Ce résultat doit être considéré avec prudence en raison de la faiblesse des effectifs concernés. Toutefois, les travaux de Battaglia *et al.* (1997) ont abouti à un constat similaire : les auteurs indiquent que, même si la paternité a peu d'effet sur l'itinéraire professionnel masculin, la présence d'enfant crée une nécessité de revenu qui peut accélérer la stabilisation de l'itinéraire d'emplois des hommes.

L'origine sociale des sortants de l'enseignement supérieur captée, ici, par la catégorie sociale des parents n'apparaît pas significative. Le résultat peut s'interpréter de deux façons : la formation de la personne reste prépondérante dans le parcours d'insertion ou bien il y a redondance entre le niveau de diplôme de la personne et son origine sociale.

On peut généralement associer à l'Île-de-France un certain avantage comparatif en terme d'un grand nombre d'arrivé des offres d'emploi. Celui-ci n'est pas toutefois pas général et, surtout, disparaît pour certains indicateurs comme l'accès à l'emploi qui est plus rapide en province pour les STS<sup>3</sup> que pour les DUT. En sens inverse, pour les sortants des universités le fait d'avoir son diplôme hors Île-de-France constitue un léger handicap pour décrocher un emploi, ceci est d'autant plus vrai que ces derniers tirent leur épingle du jeu en terme de

---

<sup>3</sup> GENDRON B., « L'insertion professionnelle en Île-de-France des diplômés d'IUT et de STS : des effets de région, spécialités filières », in Vernières M.(ed.), *L'insertion professionnelle Analyses et débats*, Economica, 1997.

rémunération s'ils optent pour travailler à Paris. Faire les études dans la région parisienne influe d'une manière positive sur la probabilité instantanée d'accès à l'emploi stable (les résultats obtenus pour les universités, les écoles et les détenteurs d'un DUT en témoignent). Ce résultat s'explique probablement par l'effet de proximité géographique entre le lieu d'obtention du diplôme et un bassin d'emploi particulièrement important.

Il s'agit à présent de mettre en perspective l'accès au dernier emploi et sa pérennisation au regard des caractéristiques des histoires individuelles sur le marché du travail.

Avant d'accéder à l'emploi certains travailleurs connaissent des successions, voire même des enchevêtrements de situations transitoires : chômage, inactivité, stage, service national, et contrats d'insertion. Les cheminements des travailleurs à travers ces divers états vont influencer sur les probabilités instantanées d'accès à l'emploi.

Si le stage ne semble jouer aucun rôle pour les écoles et les IUT et STS, pour les diplômés des universités, le fait d'avoir effectué un stage auparavant facilite l'accès à l'emploi. Ce résultat vient étayer certain nombre de constatations déjà effectuées, à savoir que les diplômés des universités se trouvent le plus souvent dans des situations d'offreurs individuels sur le marché du travail. Le stage est encore loin d'être le sésame de la vie professionnelle, les résultats des enquêtes précédentes (Sup. 91 et Sup. 87) restent toujours d'actualité. Le stage est peut être une condition parfois nécessaire pour obtenir un emploi, mais le stage n'apparaît pas comme une condition suffisante. Si la grande majorité des étudiants effectue un stage, ce dernier est rarement un mode de pré embauche pour un emploi durable. Deux ans après la fin des études, moins d'un étudiant sur dix occupe un emploi dans l'entreprise où il a effectué son stage.

Pour les diplômés des IUT et des STS, le fait de n'avoir connu que le chômage avant l'emploi entrave l'accès à l'emploi. Il ressort que la période de chômage avant l'obtention du dernier emploi constitue un "signal" négatif qui handicape l'insertion professionnelle. Le fait de n'avoir connu que du chômage lors de la période en cours influe d'une manière positive sur la durée de survie dans l'emploi.

Les variables caractérisant le premier emploi s'avèrent conformes aux prédictions de la théorie du signal développé par Spence (1974). En effet, dans la mesure où un travailleur issu d'une université et qui a obtenu un salaire supérieur au SMIC lors de son premier emploi parvient en moyenne à trouver un emploi rapidement, on peut concevoir que ce salaire joue le

rôle d'indicateur d'aptitudes. Toutefois, l'effet du salaire du premier emploi s'avère sans incidence sur le maintien dans cet emploi pour toutes les catégories.

La variable « nombre d'emplois connu par le passé » a un coefficient estimé significativement négatif pour les strates des universités et les écoles. En d'autres termes, plus le nombre d'emplois occupés est élevé, plus la mobilité vers l'emploi est rapide. En sens inverse, l'effet est pénalisant pour les IUT et les STS : L'expérience mesurée par le nombre d'emplois ralentit la mobilité vers le dernier emploi occupé. En outre, l'effet de la variable « sortie de l'emploi précédent pour fin du contrat » sur la durée de survie dans l'emploi ne s'avère significatif que pour les filières courtes et il est négatif. Ce motif de rupture du premier emploi peut s'interpréter en termes d'information imparfaite sur la productivité des jeunes issus des filières courtes, que l'employeur peut utiliser lors du recrutement. Il n'est pas impossible donc que pour les sortants des écoles et des universités, le passage par un nombre d'emplois élevé permet d'acquérir une certaine expérience qui facilite par la suite la stabilisation dans l'emploi. Néanmoins, pour les travailleurs issus des IUT et des STS, le passage par un nombre d'emplois élevé renvoie plutôt à une précarité dans le processus d'insertion d'autant plus que pour ces derniers l'effet de la variable « expérience d'emploi accumulé » se révèle non significatif. Dans ce cas, on peut faire l'hypothèse que cette multiplication d'expériences sur le marché du travail s'est déroulée sur un segment qui valorise peu le capital humain.

Un certain nombre de tests d'hypothèses ont été effectués sur les termes d'auto corrélation entre les trois régressions du modèle dont il s'agit d'analyser les implications au niveau des signes.

Nous avons indiqué auparavant que le passage par une période de chômage peut affecter le salaire dans deux directions opposées. Ces effets tendent à se compenser de sorte que l'effet direct est nul : les coefficients estimés de  $\ln(t_r)$  ne sont pas significatifs sur la variabilité du salaire autour de sa moyenne. Néanmoins, un terme de covariance positif entre les deux premières équations ( $\sigma_{12}$ ) indique qu'il existe des facteurs non observables qui tendent à allonger la période de prospection par l'intermédiaire d'une croissance du salaire de réserve et qui ont aussi une influence positive sur le salaire accepté (cf. Annexe 2).

En ce qui concerne la méthode d'estimation, on peut noter que si  $\sigma_{23} = 0$ , l'équation de maintien dans l'emploi peut être estimée séparément de l'équation du salaire. À partir des résultats enregistrés, nous voyons que tel n'est pas le cas ; en effet, il y a une corrélation

négative entre les deux termes d'erreur. De même le terme de covariance entre les durées,  $\sigma_{13}$ , est de signe négatif, ce qui permet de rejeter l'hypothèse jointe que :  $\sigma_{13} = \sigma_{23}$  par les tests effectués de Wald et de ratio de vraisemblance. Il ressort de ces résultats qu'il est efficace d'estimer le système d'équations simultanément, et que l'estimation des équations (2) et (3) de façon indépendante de la première équation risque de générer des résultats biaisés.

L'effet d'une durée de recherche sur la pérennité de l'emploi est positif signe d'une dépendance temporelle positive. Ce fait n'est pas incompatible avec l'hypothèse selon laquelle une longue période de quête d'emploi peut améliorer la qualité de l'appariement. D'autre part, des facteurs non observables agissent en sens opposés ( $\sigma_{13}$  et  $\sigma_{23}$  tous les deux sont négatifs). Si nous interprétons le facteur non observable comme étant l'« ambition », ceci semble vouloir dire que les individus les plus ambitieux auront des salaires élevés après une longue période de recherche ( $\sigma_{12} > 0$ ) mais aussi qu'ils ne gardent leur emploi que pour une courte durée, qui est pourtant associée avec un salaire élevé ( $\sigma_{13}$  et  $\sigma_{23} < 0$ ). On peut attribuer au fait que ces d'individus souhaitent progresser dans leurs carrières ou parce que les employeurs constatent éventuellement que leurs productivités ne méritent pas leurs salaires versés.

## 5. CONCLUSION

Ce chapitre visait à analyser deux particularités du fonctionnement du marché du travail, à savoir la dépendance d'états dans l'accès et la survie dans l'emploi. Pour ce faire, nous avons estimé des formes réduites permettant de tenir compte à la fois des variables explicatives, de l'hétérogénéité non observable et de l'effet propre de la durée d'accès à l'emploi sur les intensités de sortie vers l'emploi (sur les intensités de survie dans l'emploi). Ensuite, l'équation du salaire offert à un travailleur demandeur d'emploi est exprimé comme étant une fonction des caractéristiques individuelles et du marché du travail.

Les résultats obtenus pour les sortants de l'enseignement supérieur ont montré l'existence de trois facteurs déterminants des disparités individuelles dans l'accès à l'emploi et dans le maintien dans cet emploi.

i) Les histoires individuelles des travailleurs sur le marché du travail sont appréhendées par les employeurs comme un indicateur des compétences des travailleurs. En effet, l'influence de ces variables (nombre d'emploi connu par le passé, l'expérience d'emploi accumulé, salaire du premier emploi, *etc.*) tend à supplanter les effets des variables sociales, démographiques et



scolaires dans la détermination des vitesses de sortie et des durées de stabilité dans l'emploi. Elles ont, par ailleurs, d'autant plus de poids qu'elles tendent à se cumuler.

ii) On note aussi l'existence d'un effet déterminant des facteurs non observés aussi bien sur la durée d'accès à l'emploi que sur la stabilité de l'emploi.

iii) Un effet positif de la durée écoulée dans l'emploi sur la probabilité de rester dans cet emploi.

Par ailleurs, il convient de signaler aussi deux résultats importants : i) le salaire du marché est très sensible à la qualité et/ou la quantité du capital humain du travailleur notamment par l'expérience professionnelle ; i) l'existence d'un effet déterminant de l'hétérogénéité non observée sur le salaire de réserve.

Les analyses effectuées ont fournis aussi de confirmer l'hétérogénéité des situations articulées sur une partition des sortants en trois strates.

**ANNEXE 1 :**

**Tableau 3a : Estimateurs du MV du modèle à équations simultanées (coefficients et écarts-types asymptotiques) – Étudiants sortant des universités**

	Eq (1) : Ln( T <sub>r</sub> )		Eq (2) : Ln(sal)		Eq (1) : Ln( T <sub>e</sub> )	
	Coef.	E-t	Coef.	E-t	Coef.	E-t
Constante	6.726**	0.520	1.286***	0.228	n.s	
<b>Variables endogènes</b>						
Ln( T <sub>r</sub> )			-0.031	0.024	0.251**	0.108
Ln(sal)					1.245***	0.433
<b>Caractéristiques individuelles et familiales</b>						
Être une femme	0.438**	0.204	-1.224***	0.620	0.056**	0.024
Être un homme et avoir des enfants	n.s				n.s	
Être femme et avoir des enfants	0.046***	0.122	n.s		0.078*	0.056
Mère inactive	-0.106*	0.102	n.s			
Obtenu son diplôme en Province	0.025*	0.256				
Profession du père :						
*cadre	0.176**	0.085	0.056**	0.023		
*exerçant une prof. interm	0.138*	0.087	n.s			
*employé	n.s		n.s			
À effectué son service national	n.s		0.172***	0.023	0.054***	0.041
<b>Capital humain</b>						
Avoir eu un 3 <sup>ème</sup> cycle	n.s		0.018*	0.025	n.s	
N'a connu que le chômage	-0.344***	0.128	0.043**	0.031	0.079***	0.012
A fait ses études en I-D-F	-0.176*	0.108	0.106*	0.101		
A effectué un stage	-0.185*	0.112	n.s			
Durée d'emploi accumulé	n.s		-0.197*	0.018	-0.126***	0.052
A été recruté à l'issue d'un stage					0.086*	0.042
A connu un emploi	-1.102***	0.125	0.270***	0.026	-0.716	0.036
A connu 2 emplois ou +	-1.228***	0.167	n.s		-1.226	0.042
Salaire du premier emploi :						
< SMIC			n.s			
≥ SMIC et < 9 000			0.108***	0.022		
≥ 9000			0.327***	0.031		
<b>Emploi et chômage</b>						
Emploi définitif			0.192***	0.168	0.162***	0.036
Travailler à temps plein			0.324*	0.188	0.54*	0.028
Travailler dans le secteur public			n.s		n.s	
Travailler à Paris			0.348***	0.134	n.s	
Employé			0.624***	0.130	n.s	
Technicien			0.858***	0.320	0.146**	0.49
Cadre supérieur			1.688***	0.212	0.059***	0.04
A connu un licenciement	0.74**	0.228	-0.110*	0.048	n.s	
A quitté son emploi pour fin de contrat	-0.421***	0.126				
Responsabilité hiérarchique :						
* < 9 salariés			n.s			
* ≥ 9 et < 50 salariés			0.742**	0.320		
* ≥ 50 salariés			0.648*	0.424		
Durée de chômage avant emploi			-0.135*	0.061		
Taille de l'entreprise			0.120***	0.038	-0.016*	0.008
N : taille de l'échantillon	3 724					
Censure	1034/3724			485/2090		
LogL'Hood	-2 954,78					

(\*\*\*) seuil de significativité à 1%, (\*\*) seuil de significativité à 2.5% et (\*) seuil de significativité à 5%.

Tableau 3b : Estimateurs de MV du modèle à équations simultanées (coefficients et écarts-types asymptotiques) - Étudiants sortant des écoles

	Eq (1) : Ln( $T_r$ )		Eq (2) : Ln(sal)		Eq (1) : Ln( $T_e$ )	
	Coef.	E-t	Coef.	E-t	Coef.	E-t
Constante	7.825***	0.482	1.349***	0.345	n.s	
<b>Variables endogènes</b>						
Ln( $T_r$ )			-0.0205	0.0106	0.341**	0.120
Ln(sal)					1.360***	0.228
<b>Caractéristiques individuelles et familiales</b>						
Être femme	0.08***	0.019	-0.048***	0.007	0.056*	0.026
Être homme et avoir des enfants	n.s		n.s		n.s	
Être femme et avoir des enfants	0.248***	0.133	n.s		0.31***	0.030
Obtenu son diplôme en Province	n.s					
Mère inactive	n.s		n.s		n.s	
Profession du père :						
*cadre	-0.128*	0.344	0.060***	0.012		
*exerçant une prof. interm	n.s		0.051***	0.016		
*employé	n.s		0.036**	0.15		
À effectué son service nat.			0.107***	0.09	0.018**	0.006
<b>Capital humain</b>						
Être issu d'une école de commerce	1.128***	0.587	-0.005**	0.004	1.250***	0.244
N'a connu que du chômage	n.s		0.032**	0.018	0.588***	0.025
A fait ses études en I-D-F	-0.133***	0.050			0.079***	0.010
A effectué un stage	n.s		0.044*	0.030		
Durée d'emploi accumulé	n.s		0.022***	0.010	n.s	
A été recruté à l'issue d'un stage			n.s		-0.08***	0.025
A connu un emploi	-1.186***	0.285	0.048***	0.012	0.816	0.023
Salaires du premier emploi :						
< SMIC			0.061***	0.022		
≥ SMIC et < 9 000			0.127***	0.012		
≥ 9000			0.236***	0.031		
A connu 2 emplois ou +	-1.274***	0.201	0.072***	0.018	1.226***	0.038
<b>Emploi et chômage</b>						
Emploi définitif			0.017***	0.001	0.068***	0.016
Travailler à temps plein			0.026**	0.010	0.036***	0.022
Travailler dans le secteur public			-0.008*	0.006	0.072***	0.034
Travailler à Paris			0.029***	0.005	n.s	
Employé			0.061***	0.006	n.s	
Technicien			0.108***	0.014	0.174**	0.08
Cadre supérieur			0.123***	0.016	0.195***	0.052
A connu un licenciement	1.240***	0.385	n.s			
A quitté son emploi pour fin de contrat	-0.248**	0.124	n.s			
Responsabilité hiérarchique :						
* < 9 salariés			n.s			
* ≥ 9 et < 50 salariés			0.018**	0.09		
* ≥ 50 salariés			n.s			
Durée du chômage avant emploi			-0.1**	0.043		
Taille de l'entreprise			0.009***	0.001	-0.122***	0.033
N : taille de l'échantillon	1 316					
Censure	272/1316			198/1044		
LogL'Hood	-1 007,36					

(\*\*\*) seuil de significativité à 1%, (\*\*) seuil de significativité à 2.5% et (\*) seuil de significativité à 5%.

**Tableau 3c: Estimateurs de MV du modèle à équations simultanées (coefficients et écarts-types asymptotiques) - Étudiants sortant des IUTet des STS**

	Eq (1) : Ln( $T_r$ )		Eq (2) : Ln(sal)		Eq (1) : Ln( $T_e$ )	
	Coef.	E-t	Coef.	E-t	Coef.	E-t
Constante	8.756***	0.620	1.210***	0.444	n.s	
<b>Variables endogènes</b>						
Ln( $T_r$ )			-0.106	0.009	0.324**	0.124
Ln(sal)					1.344***	0.345
<b>Caractéristiques individuelles et familiales</b>						
Être femme	0.285**	0.138	-0.085***	0.004	n.s	
Être homme et avoir des enfants	n.s		n.s		n.s	
Être femme et avoir des enfants	0.158**	0.08	-0.027**	0.016	0.121*	0.085
Obtenu son diplôme en Province	0.122***	0.09				
Mère inactive	n.s		-0.03**	0.012		
Profession du père :						
*cadre	n.s		0.031*	0.014		
*exerçant une prof. interm	n.s		n.s			
*employé	n.s		0.029**	0.012		
À effectué son service nat.	0.210*	0.132	0.175***	0.010	-0.492***	0.026
<b>Capital humain</b>						
Être issu d'une IUT	-0.105***	0.07	0.01*	0.005	0.05***	0.002
N'a connu que du chômage	0.19***	0.068	0.079**	0.009		
A fait ses études en I-D-F	n.s					
A effectué un stage	n.s		n.s			
Durée d'emploi accumulé	n.s		n.s		n.s	
A été recruté à l'issue d'un stage					n.s	
A connu un emploi	0.105***	0.091			-0.578***	0.019
Salaire du premier emploi :						
< SMIC			n.s			
≥ SMIC et < 9 000			0.158***	0.015		
≥ 9000			0.166***	0.010		
A connu 2 emplois ou +	1.086***	0.096			-0.976***	0.022
<b>Emploi et chômage</b>						
Emploi définitif			-0.052***	0.005	0.075***	0.029
Travailler à temps plein			0.05***	0.01	0.071***	0.022
Travailler dans le secteur public			0.029***	0.011	n.s	
Travailler à Paris			0.120***	0.006	n.s	
Employé			n.s		n.s	
Technicien			0.076**	0.010	0.047***	0.01
Cadre supérieur			0.120**	0.011	0.077**	0.036
A connu un licenciement	0.059*	0.034	n.s		-0.375**	0.18
A quitté son emploi pour fin de contrat	n.s		n.s		-0.220**	0.12
Responsabilité hiérarchique :						
* < 9 salariés				0.039***	0.015	
* ≥ 9 et < 50 salariés				n.s		
* ≥ 50 salariés				n.s		
Durée du chômage avant emploi			-0.131**	0.055		
Taille de l'entreprise			0.0009***	0.001	-0.019***	0.006
N : taille de l'échantillon	1 481					
Censure	394/1481			112/1087		
LogL'Hood	-6 587,08					

(\*\*\*) seuil de significativité à 1%, (\*\*) seuil de significativité à 2.5% et (\*) seuil de significativité

## ANNEXE 2 : Matrice de variance-covariance estimé

$$\hat{\Sigma} = \begin{pmatrix} 2.252^{***} & & \\ 0.276^{***} & 0.182^{***} & \\ -0.645^{***} & -0.185^{***} & 1.524^* \end{pmatrix}$$

Test de Wald pour  $H_0 : \sigma_{13} = \sigma_{23} = 0 : 6.24 (p = 0.01)$

Test de ratio de vraisemblance pour  $H_0 : \sigma_{13} = \sigma_{23} = 0 : 10.08 (p = 0.001)$

### BIBLIOGRAPHIE

BATTAGLIOLA F., BROWN E., JASPARD M., (1997), “Être parent jeune : quels liens avec les itinéraires professionnels ? », *Économie et statistique*, 304-305, 4, p. 191-207.

BELZIL C. (1995), “ Unemployment Insurance and Unemployment over Time : An Analysis with Event History Data ”, *Review of Economics and Statistics*, 77, p. 113-26.

BOWLUS A.J. (2001), “Equilibrium Search Models and the Transitions from School to Work”, *International Economic Review*, 42(1), p. 317-344.

BRATBERG E. and NILSEN Ø.A. (1998), “ Transitions from School to Work : Search time and job duration ”, Working Paper 1998, Department of Economics, University of Bergen.

CAMERON S. [1998], “Life Cycle Schooling and Dynamic Selection Bias: Models and Evidence for Five Cohorts of American Males”, *The Journal of Political Economy*, 106((2), p. 262-334.

CARD D. (1999), “ The Causal Effect of Education on Earnings ”, in Ashenfelter, O. C. and Layard, R. (ed) *Handbook of Labor Economics Volume (3)*, Elsevier Science, Amsterdam, p. 1801-63.

ECKSTEIN Z. and WOLPIN K.I (1995), “ Duration to First Job and the Return to Schooling : Estimates from a Search-Matching Model ”, *Review of Economic Studies*, 62, p.263-86.

HERPIN N., MANSUY M., (1995), “Le rôle du service national dans l’insertion des jeunes », *Économie et statistique*, 283-284, 3, p. 81-96.

JENSEN P. and WESTERGARD-NIELSEN N.C. (1987), “ A Search Model Applied to the Transition from Education to Work ”, *Review of Economic Studies*, 54, p. 461-72.

KIEFER N.M. and NEUMANN G.R. (1989), *Search Models and Applied Labor Economics*, Cambridge University Press, New York.

KLING J.R. (2001), “Interpreting Instrumental Variables Estimates of the Returns to Schooling”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 19(3), p. 358-365.

LINDLEY R.M. (1996), “The School-to-Work Transition in the United Kingdom”, *International Labour Review*, 135(2), p. 159-181.

MANCHIN S. and MANNING A. (1999), Long-term Unemployment in Europe, in Ashenfelter O.C. AND Layard R. (eds.), *Handbook of Labor Economics*, 3, Elsevier Science, Amsterdam, p. 3085-139.

- MAGNAC T., FOUCERE D., and KRAMARZ F. (2000), “Youth Employment Policies in France”, *European Economic Review*, 44(4-6), p. 928-942.
- NEUMARK D. and WASCHER D. (1995), “Minimum-Wage Effects on School and Work Transitions from Teenagers”, *The American Economic Review*, 85(2), p. 244-272.
- NILSEN Ø.A., RISA A.E. and TORSTENSEN A. (2000), “ Transitions From Employment among Young Norwegian Workers ”, *Journal of Population Economics*, 13, p. 21-34.
- PRYOR F. and SCHAFFER D. (1999), *Who’s not working and why: Employment cognitive skills, wages, and the changing U.S. labor market*, Cambridge University Press.
- ROSS F. (2000), “From School to Work: The Evolution of Early Labour Market Outcomes of Canadian Postsecondary Graduates”, *Canadian Public Policy*, 26(2), p. 197-225.
- RYAN P. (2001), “The School-to-work Transition: A Cross-national Perspective”, *Journal of Economic Literature*, 39(1), p. 34-93.
- VAN DEN BERG G.J. (1990), “Search Behaviour, Transitions to Nonparticipation and the Duration of Unemployment”, *Economic Journal*, 100, p. 842-865.
- WOLPIN K.I. (1987), “ Estimating a Structural Search Model: The Transition from School to Work ”, *Econometrica*, 55, p. 801-17.