

# Formation continue et carrières salariales Une évaluation sur données individuelles

Denis FOUGÈRE, Dominique GOUX, Éric MAURIN \*

**RÉSUMÉ.** – Cet article évalue l'impact des formations financées par les employeurs sur la mobilité et les rémunérations des salariés. On utilise l'enquête sur la Formation et la Qualification Professionnelle (FQP) réalisée en 1993. Cette enquête permet d'identifier les employeurs avant et après les actions de formation continue réalisées entre 1988 et 1993. Elle permet d'apparier le fichier des données individuelles aux fichiers de données disponibles sur les entreprises. On dispose ainsi d'instruments originaux pour l'identification des effets structurels d'un système d'équations simultanées reliant formation continue, mobilité et salaires. L'estimation de ce système sur les données de l'enquête FQP de 1993 montre que (1) la formation continue n'a pas d'impact significatif sur les carrières salariales dans les entreprises formatrices, (2) la formation continue atténue toutefois l'impact salarial négatif associé en moyenne aux transitions entre deux emplois, (3) les décisions de mobilité des salariés sont assez peu sensibles aux variations de salaires offerts.

---

## Estimating the Effects of Continuous Training on Wages and Inter-Firm Mobility

**ABSTRACT.** – This paper evaluates the impact of continuous training provided by firms on wages and inter-firm mobility. For that purpose, we use the survey "Formation et Qualification Professionnelle" (FQP) collected by INSEE (Paris) in 1993. This survey registers the identities of firms employing the sampled workers before and after the continuous training period. Thus it allows us to match the workers data set with an INSEE data file containing information on firms. These information on firms can be used as instrumental variables for the identification of the structural parameters of a simultaneous equation model in which the access to continuous training, the mobility decision and the wages are the endogenous variables. The estimates show that (1) continuous training has no significant effect on the wage paid by the firm providing training, (2) it decreases the wage loss associated with an inter-firm mobility, (3) the mobility decision is not significantly affected by the wage differential.

---

\* D. FOUGÈRE : CNRS, CREST-INSEE et CEPR ; D. GOUX : INSEE, Division Emploi ; É. MAURIN : CREST-INSEE, Département de la Recherche.

# 1 Introduction

---

La formation financée par les entreprises a fait l'objet de nombreuses évaluations, aux États-Unis comme en Europe. La plupart des travaux disponibles s'accordent à lui reconnaître un impact positif sur les carrières salariales et la présentent comme un remède possible aux problèmes d'employabilité des travailleurs les moins qualifiés (OCDE [1991], LYNCH [1992 et 1994]). Au-delà de ce constat, beaucoup d'observateurs déplorent le fait que les entreprises investissent trop peu dans la formation de leurs salariés et plaident pour une politique volontariste et incitative des pouvoirs publics en ce domaine (Commission européenne [1996], OCDE [1994]). Pourquoi les entreprises ne dépensent-elles pas davantage pour améliorer les qualifications de leurs employés ? L'explication la plus souvent avancée est très simple : en formant ses salariés, une entreprise prend le risque de les voir partir chez un concurrent qui n'aurait pas financé de formation et serait capable de verser des salaires plus élevés. Ce type de risque existe même si l'entreprise se concentre sur des formations très spécifiques : le financement de la formation est, en effet, souvent décidé avant que ne soit connu avec certitude le contexte productif et concurrentiel au sein duquel les compétences acquises seront utilisées. Rien ne garantit à l'employeur la spécificité *future* des compétences auxquelles il forme ses salariés *aujourd'hui*<sup>1</sup>. À ce risque s'ajoute celui d'une baisse de l'activité ou d'une modification des technologies.

Face aux difficultés d'emploi des travailleurs les moins qualifiés, et dans une situation où les techniques de production sont soumises à une rapide évolution, un consensus semble exister (1) sur l'idée que davantage de formation professionnelle serait bénéfique aux salariés comme aux entreprises, (2) sur le principe que ce type de formation ne peut pas se développer sans le soutien de l'État (voir GAURON [2000]). Dans cet article, nous examinons empiriquement le premier de ces deux arguments. Plus précisément, il s'agit pour nous de réévaluer l'impact de la formation continue sur les carrières salariales. Les conclusions de cette analyse nous permettront de reconsidérer certains des arguments plaçant en faveur d'une régulation institutionnelle du dispositif.

De fait, si l'on prend au sérieux les arguments selon lesquels la formation dans une entreprise est menacée de « piratage » par la concurrence, alors l'évaluation de l'impact de la formation ne peut être conduite en reproduisant les formalisations utilisées dans les travaux antérieurs sur le même sujet (voir, par exemple, PISCHKE [1996])<sup>2</sup>. Il est en effet nécessaire de considérer et

---

1. Dans une contribution récente, ACEMOGLU [1997] avance que le sous-investissement en formation continue peut résulter de l'impossibilité pour les salariés formés de contracter à l'avance avec leurs employeurs potentiels.

2. PISCHKE [1996] utilise les données du *German Socio Economic Panel* pour examiner les déterminants de l'accès à la formation continue et son impact sur les salaires individuels en Allemagne entre 1986 et 1989. Il estime séparément, sans tenir compte explicitement des biais de sélection potentiels, un modèle linéaire de probabilité d'accès à la formation continue, et un modèle de régression explicatif de la croissance du salaire entre 1986 et 1989. Il trouve que l'accès à la formation continue est plus facile pour les salariés les plus éduqués, et ceux travaillant dans le secteur des services ou dans l'administration publique. Par ailleurs, ses estimations montrent que la formation continue n'a pas de conséquence significative sur le salaire, en particulier pour les hommes. Il ne considère pas l'effet de la formation continue sur la mobilité entre entreprises.

tester les hypothèses selon lesquelles (1) la formation continue n'a pas forcément le même impact sur les salaires offerts par l'entreprise formatrice et les entreprises concurrentes, (2) les différentiels de salaires offerts sont un déterminant à part entière de la mobilité des salariés, (3) les diverses décisions conduisant à former un salarié, à le retenir dans l'entreprise puis éventuellement à le promouvoir, se prennent souvent de manière concomitante. Il est, par conséquent, nécessaire d'aller au-delà du cadre généralement retenu pour évaluer l'impact de la formation en estimant *simultanément* l'impact de la formation sur les salaires offerts et les changements d'entreprise d'une part, et l'impact des salaires offerts sur les décisions de mobilité et de sélection dans le dispositif de formation d'autre part.

D'un point de vue économétrique, le modèle estimé dans cet article est un modèle à double sélection (voir MADDALA [1983, p. 278-283]). Tout d'abord, les employeurs sélectionnent les candidats à la formation continue et/ou les salariés décident de suivre une formation continue (l'accès à la formation continue correspond à une première équation de sélection). À l'issue de la formation continue, certains salariés peuvent quitter leur emploi ou être licenciés. Les éventuels changements d'entreprise observés au cours de la période correspondent à une seconde équation de sélection. La spécification de cette seconde équation nous permet de tester si le passage préalable par une formation continue a un effet direct sur les décisions de séparation (licenciements et démissions sont ici confondus, car les données que nous utilisons ne les distinguent pas). Les résidus de ces deux équations et celui de l'équation de salaire sont supposés pouvoir être corrélés. Si les valeurs estimées de ces corrélations sont significativement différentes de zéro, alors les mécanismes de sélection sont déterminés par des variables non observées par l'économètre. Le signe de ces corrélations permet par ailleurs de préciser la nature de ces sélections. Si, par exemple, le résidu de l'équation probit d'accès à la formation continue est estimé être négativement corrélé avec les déterminants non observés des salaires dans les entreprises autres que l'entreprise formatrice, alors, *toutes choses observables égales par ailleurs, les entreprises forment moins les travailleurs dont les salaires potentiels dans les autres entreprises sont élevés*. Si la corrélation entre le résidu de l'équation d'accès à la formation continue et celui de l'équation de changement d'entreprise sont négativement corrélés, cela signifie que, *toutes choses observables égales par ailleurs, les entreprises forment plus les travailleurs les plus stables, ceux dont elle ne souhaite pas se séparer ou ceux les moins enclins à la quitter*.

L'article s'organise de la façon suivante. L'enquête utilisée est présentée dans la section 2, ainsi que l'échantillon sur lequel porte l'analyse économétrique. Les données proviennent de l'enquête sur la Formation et la Qualification Professionnelle (FQP), menée par l'INSEE en 1993. Elle décrit la situation professionnelle des salariés en 1988, leur situation professionnelle et leurs salaires en 1993 ainsi que leurs changements d'entreprise et passages dans le dispositif de formation continue entre ces deux dates. Dans la troisième section, nous explicitions le modèle économétrique sur lequel s'appuient les analyses empiriques. Ce modèle correspond à un système d'équations déterminant simultanément l'accès à la formation continue, la décision de mobilité et le salaire. Dans les sections suivantes, nous présentons et analysons les résultats. Nous essaierons de comprendre en quoi ils reflètent la spécificité du dispositif français de formation continue : depuis 1971, une

loi impose en effet aux entreprises françaises de plus de dix salariés du secteur privé d'allouer chaque année une fraction de leur masse salariale à la formation de leurs employés ou de s'acquitter d'une taxe d'un montant équivalent.

Pour estimer un modèle à équations simultanées tel que celui utilisé dans cet article, le problème n'est pas tant la complexité de la vraisemblance à maximiser que la difficulté à trouver des variables pertinentes qui peuvent être exclues de certaines des équations du modèle et permettent ainsi d'identifier les effets structurels. L'un des intérêts de l'enquête FQP est de fournir l'identifiant de l'employeur en 1988 (avant la formation) et en 1993 (après la formation). En appariant le fichier de l'enquête FQP avec les informations issues de bases de données d'employeurs couvrant la période 1988-1993, on dispose ainsi de variables caractérisant l'employeur avant et après la formation continue, avant et après les décisions de mobilité. Les restrictions permettant d'identifier le modèle reposent sur l'exclusion de ces variables dans certaines des équations du système.

## 2 Les données

---

Les données utilisées proviennent de l'enquête sur la Formation et la Qualification Professionnelle (FQP) réalisée par l'INSEE en 1993. Cette enquête a été menée auprès d'un échantillon de 18 000 individus représentatifs de la population de 20 à 64 ans résidant dans des ménages ordinaires situés en France métropolitaine. L'enquête fournit pour chaque salarié les renseignements habituellement collectés dans les enquêtes menées par l'INSEE : âge, sexe, nationalité, situation matrimoniale, nombre d'enfants, niveau de formation initiale. Ces informations sont complétées par la date d'entrée sur le marché du travail, l'ancienneté dans l'entreprise, la profession exercée, la taille de l'entreprise employeuse et le secteur d'activité au moment de l'interview. L'enquête permet également de reconstituer la situation vis-à-vis du marché du travail cinq ans avant l'enquête (en l'occurrence 1988) ainsi que l'ancienneté, la profession exercée, la taille de l'entreprise employeuse et le secteur auquel l'individu appartenait à cette date.

S'agissant des rémunérations et du temps de travail, chaque personne interrogée déclare le montant des salaires nets reçus au cours de l'année 1992 ainsi que le nombre de mois de travail à temps complet et à temps partiel auxquels ce montant correspond. Ces informations permettent de reconstituer, pour chaque travailleur employé en 1992, la rémunération moyenne de l'heure de travail au cours de l'année 1992, puis de calculer un salaire mensuel équivalent à un temps complet<sup>3</sup>. L'enquête FQP de 1993 ne fournit toutefois aucune

---

3. Cette normalisation repose sur l'hypothèse selon laquelle les postes de travail à temps partiel ne sont pas structurellement différents des postes à temps complet. Cette hypothèse ne s'applique certainement pas à une fraction des emplois à temps partiel, mais elle nous permet de réduire la dimension du modèle économétrique en évitant de spécifier au moins trois équations supplémentaires, l'équation de choix entre travail à temps complet et travail à temps partiel et les deux équations de salaire correspondantes aux postes à temps partiel. Elle nous permet également de ne pas limiter le champ de l'estimation aux seuls salariés à temps complet.

information sur les salaires perçus en 1988. Si cela avait été le cas, nous aurions pu nous intéresser à la croissance du salaire individuel entre 1988 et 1992 plutôt qu'au niveau de salaire atteint en fin de période. Un modèle explicatif de la croissance du salaire permet en effet de mieux tenir compte des effets fixes individuels et de leur éventuelle corrélation avec les régresseurs intervenant dans l'équation du salaire<sup>4</sup>. Il est clair que l'omission d'effets fixes individuels influençant de manière significative les niveaux de salaire peut biaiser l'estimation des coefficients du modèle structurel. Pour remédier à ce manque et essayer de tenir compte de la position initiale des individus dans la hiérarchie salariale, nous introduisons la qualification de l'emploi détenu en 1988 dans la liste des régresseurs de notre modèle<sup>5</sup>.

En ce qui concerne la formation continue et la mobilité, chaque personne interrogée déclare (1) si elle a reçu une formation continue financée par son employeur entre le début 1988 et le début 1993 et, le cas échéant, la date de la dernière de ces formations, (2) si elle a quitté son entreprise de 1988 et, le cas échéant, la date à laquelle la séparation a eu lieu.

Au-delà des informations fournies sur les salaires, la formation ou la mobilité, l'enquête FQP fournit le numéro identifiant de l'employeur de 1993 et le numéro identifiant de l'employeur de 1988 pour une proportion d'environ 80 % de répondants. Nous avons utilisé ces numéros identifiants en sorte d'apparier le fichier de l'enquête FQP avec les fichiers d'entreprises retraçant les Bénéfices Industriels et Commerciaux (BIC) sur la période 1988-1993. Il s'agit des fichiers des déclarations fiscales faites chaque année par les entreprises à l'administration. Plus précisément, nous avons apparié le fichier FQP des identifiants de 1993 avec chacune des cinq bases annuelles BIC correspondant à 1988, 1989, 1990, 1991 et 1992. Chaque année, près de 80 % des identifiants recueillis dans le fichier FQP se retrouvent dans le fichier BIC. Nous avons ensuite apparié le fichier FQP des identifiants de 1988 avec les mêmes fichiers BIC, le taux d'appariement s'élevant là encore à environ 80 % chaque année. Les petites entreprises et les entreprises nouvellement créées ne sont pas tenues aux mêmes obligations de déclarations fiscales que les autres entreprises, c'est ce qui explique le déchet dans nos appariements. Pour autant, nous ne limitons pas l'estimation du modèle aux seuls individus pour lesquels l'appariement a été possible. Lorsque celui-ci a échoué, nous le signalons par un régresseur dichotomique prenant la valeur 1 pour signifier que la variable d'entreprise correspondante est inconnue.

Chaque fois qu'un employeur apparaissant dans l'enquête FQP se retrouve dans un fichier BIC, nous extrayons pour l'année  $t$  correspondante (1) le nombre total de ses salariés  $L(t)$ , (2) sa masse salariale totale  $M(t)$ , (3) son excédent brut d'exploitation  $P(t)$ . Ces informations permettent de construire pour chaque salarié dont les employeurs se trouvent dans le fichier apparié (1) le profit par salarié de son employeur de 1988 et de son employeur de 1993 pour chacune des années comprises entre 1988 et 1992 (*ie*,  $P(t)/L(t)$  pour

---

4. Les études de BLUNDELL, DEARDEN et MEGHIR [1996] et de PISCHKE [1996] utilisent des données de panel leur permettant d'estimer des effets fixes de ce type.

5. La qualification de l'emploi détenu en 1988 a le statut d'une variable prédéterminée dans notre modèle. Conscients de l'endogénéité potentielle des CSP, nous évitons toutefois d'introduire la qualification de l'emploi détenu en fin de période d'observation qui est certainement plus encore corrélée avec les résidus de l'équation du salaire perçu en 1992.

$t = 1988, \dots, 1992$ ), (2) le salaire moyen versé par ces employeurs sur la même période (*ie*,  $M(t)/L(t)$ ,  $t = 1988, \dots, 1992$ ), (3) le taux de croissance annuelle de ces employeurs entre 1989 et 1992 (*ie*,  $(L(t)-L(t-1))/L(t-1)$  pour  $t = 1989, \dots, 1992$ ). S'agissant de l'employeur de 1993, nous sommes également en mesure de reconstituer pour chaque salarié le salaire moyen des collègues de travail en 1992.

Dans la partie économétrique, nous restreignons le champ de l'étude aux hommes salariés travaillant dans le secteur privé en 1988 et dont la dernière sélection dans le dispositif de formation a eu lieu dans l'entreprise de 1988 au moins un an avant le début de l'enquête<sup>6</sup>. Comme les salaires observés dans l'enquête sont relatifs à l'année 1992, cette restriction nous permet de nous concentrer sur des formations reçues avant cette date. Tout compte fait, la

TABLEAU 1

**Mobilité et formation continue : répartition de l'échantillon**

| Mobilité                       | Formation dans l'entreprise de 1988 |              |              |
|--------------------------------|-------------------------------------|--------------|--------------|
|                                | Formé                               | Non formé    | Ensemble     |
| Pas de changement d'entreprise | 406                                 | 1 593        | 1 999        |
| Changement d'entreprise        | 62                                  | 617          | 679          |
| <i>Ensemble</i>                | <i>468</i>                          | <i>2 210</i> | <i>2 678</i> |

Champ : Hommes, salariés CDI dans le privé en 1988, ayant perçu un salaire en 1992.

Source : Enquête FQP 1993, Insee.

TABLEAU 2

**Formation continue et salaire mensuel en 1992 (en Francs)**

|                | Sans formation<br>ni mobilité | Après formation<br>et sans mobilité | Sans formation<br>et après mobilité | Après formation<br>et après mobilité |
|----------------|-------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|--------------------------------------|
| Salaire moyen  | 9 546                         | 11 800                              | 8 956                               | 13 908                               |
| Salaire médian | 7 898                         | 9 923                               | 7 333                               | 10 777                               |
| Écart-type     | 5 734                         | 6 955                               | 6 177                               | 9 966                                |
| Effectif       | 1 593                         | 406                                 | 617                                 | 62                                   |

Champ : Hommes, salariés CDI dans le privé en 1988, ayant perçu un salaire en 1992.

Source : Enquête FQP 1993, Insee.

6. Le cas des femmes est plus compliqué : le nombre de femmes salariées en 1988 et non employées (en chômage ou inactives) en 1993 est plus important que le nombre d'hommes dans la même situation. Pour estimer notre modèle sur le sous-échantillon des femmes, nous devrions lui ajouter en toute rigueur une troisième équation de sélection rendant endogène la participation au marché du travail en 1993. Les conditions d'identification de ce modèle augmenté sont évidemment plus strictes et son estimation plus difficile. Nous poursuivrons cette tâche dans une recherche ultérieure.

taille de l'échantillon utilisé est d'environ 2 700 individus, dont 60 % travaillent pour des entreprises qu'il nous a été possible de repérer dans les fichiers BIC. Le tableau 1 met en évidence un lien apparent entre formation continue et mobilité : parmi les 468 hommes de l'échantillon ayant accédé à une formation continue dans l'entreprise de 1988, seulement 13 % a changé d'entreprise en 1992, alors que ce pourcentage est de 28 % pour les salariés hommes n'ayant pas suivi de formation continue.

La formation continue freinerait-elle donc la mobilité inter-entreprises ? L'estimation du modèle économétrique spécifié et estimé dans les sections suivantes montre, toutefois, que ce lien n'est qu'apparent et qu'il n'y a pas d'effet direct de la formation continue reçue par un individu sur la probabilité qu'il reste dans l'entreprise formatrice : toute la corrélation entre l'accès à la formation continue et la mobilité provient des caractéristiques observables et non observables des individus. En particulier, nous trouvons que les caractéristiques individuelles non mesurées favorisant l'affectation au dispositif de formation continue accroissent la stabilité du lien entre employeur et employé.

Le tableau 2 montre que les salaires et leur dispersion sont plus élevés dans les groupes d'hommes formés, en particulier ceux ayant changé d'entreprise. Toutefois, ce résultat « brut » ne suffit pas pour conclure que la formation continue a un effet positif sur le salaire, car il ne tient pas compte des effets conjoints des autres variables individuelles, observables ou non, sur l'accès à la formation continue, la mobilité inter-entreprises et le salaire. Là encore, les résultats du modèle économétrique montreront qu'une partie substantielle des écarts constatés est imputable à l'effet de ces autres régresseurs, et qu'au total, et sous les hypothèses de spécification retenues, l'effet propre de la formation continue sur le salaire est beaucoup plus modeste.

### 3 Le modèle économétrique

---

Pour chaque travailleur  $i$  présent sur le marché du travail au début 1988, nous noterons  $F_i$  la variable indicatrice valant 1 si le salarié a reçu une formation entre le début 1988 et le début 1992, et  $M_i$  la variable indicatrice valant 1 si le salarié a quitté son entreprise de 1988 après avoir reçu une formation dans cette entreprise. La variable  $W_i^s$  représentera le salaire offert au cours de l'année 1992 par l'employeur de 1988 et  $W_i^m$  le salaire offert en 1992 par un autre employeur<sup>7</sup>. Les quatre variables  $F_i$ ,  $M_i$ ,  $W_i^s$  et  $W_i^m$  sont les variables endogènes du modèle économétrique qui comprend de ce fait (1) une équation d'affectation au dispositif de formation, (2) une équation retraçant les sorties de l'entreprise de 1988 en fonction de la formation reçue dans cette

---

7. Cela revient implicitement à faire l'hypothèse que tout travailleur employé ne peut recevoir qu'au plus une offre d'emploi et donc de salaire dans une autre entreprise au cours d'une année donnée.

entreprise ( $F_i$ ) et des différentiels de salaires offerts (*ie*,  $W_i^s/W_i^m$ ), (3) deux équations de salaire spécifiant  $W_i^s$  et  $W_i^m$  comme fonctions du passage par une action de formation continue ( $F_i$ ). Plus précisément, nous écrivons :

$$(1) \quad F_i = \mathbf{1}(\beta'_1 X_{1,i} + u_{1,i} > 0)$$

$$(2) \quad M_i = \mathbf{1}(\beta'_2 X_{2,i} + \gamma_2 F_i + \delta[\ln W_i^m - \ln W_i^s] + u_{2,i} > 0)$$

$$(3.1) \quad \ln W_i^s = \gamma_s + \alpha_s F_i + \beta'_s X_{s,i} + u_{3,i}$$

$$(3.2) \quad \ln W_i^m = \gamma_m + \alpha_m F_i + \beta'_m X_{m,i} + u_{4,i}$$

Dans ces équations,  $\mathbf{1}(\cdot)$  est une fonction indicatrice qui prend la valeur 1 si l'expression logique entre parenthèses est vraie (0 sinon),  $X_{1,i}$  représente l'ensemble des covariables susceptibles d'influencer l'affectation au dispositif de formation continue, tandis que  $X_{2,i}$  représente l'ensemble des facteurs exogènes susceptibles de favoriser les séparations et les changements d'entreprise. Enfin, les variables  $X_{m,i}$  et  $X_{s,i}$  correspondent aux déterminants des salaires offerts. Le niveau de formation, le sexe ou l'expérience professionnelle du salarié ne peuvent évidemment être exclus *a priori* d'aucun de ces trois ensembles de facteurs explicatifs. De même, la taille ou le secteur d'activité de l'entreprise formatrice sont *a priori* des déterminants importants pour la mobilité et les salaires observés après cette date. Soulignons, toutefois, que l'impact de la formation (respectivement des salaires offerts) sur la mobilité ne peut être identifié que si l'on dispose de variables exogènes expliquant la formation (respectivement les salaires offerts), mais n'ayant pas d'impact propre sur la mobilité (*ie*,  $X_s \not\subset X_2$ ,  $X_m \not\subset X_2$  et  $X_1 \not\subset X_2$ ). Par ailleurs, pour identifier l'impact de la formation sur les salaires offerts, il est nécessaire d'observer des facteurs expliquant la première et pas les seconds (*ie*,  $X_1 \not\subset X_s$  et  $X_1 \not\subset X_m$ ). Pour répondre à ces exigences, nous utiliserons les informations issues de l'appariement de l'enquête FQP avec les bases de données sur les entreprises : la formation entre 1988 et 1993 sera expliquée en propre par les performances de l'employeur en 1988 (*ie*, salaire par tête, profit par tête, taux de croissance des effectifs) ; la mobilité sera expliquée par les performances de l'employeur mesurées l'année suivant la formation, tandis que les salaires offerts seront expliqués par les performances de l'employeur en 1992.

Le modèle (1)-(3) est un modèle à double sélection généralisant le modèle de syndicalisation initialement introduit par LEE [1978] et récemment développé par ROBINSON [1989] et CARD [1996]<sup>8</sup>. Il généralise également le modèle de GOUX et MAURIN [2000] qui tient compte de la simultanéité des effets de la formation continue sur la mobilité et les salaires, mais n'introduit pas l'effet du différentiel des salaires offerts sur la mobilité.

---

8. Pour une présentation générale des modèles avec plusieurs critères de sélection, voir MADDALA [1983, chapitre 9] ou MANSKI [1994].



## Problèmes d'identification et fonction de vraisemblance du système

Le vecteur de perturbations  $u = (u_{1,i}, u_{2,i}, u_{3,i}, u_{4,i})$  est supposé suivre une loi normale de moyenne nulle et de matrice de variance-covariance :

$$(4) \quad \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho_1\sigma_u & \rho_2\sigma_1 & \rho_4\sigma_2 \\ \rho_1\sigma_u & \sigma_u^2 & \rho_3\sigma_u\sigma_1 & \rho_5\sigma_u\sigma_2 \\ \rho_2\sigma_1 & \rho_3\sigma_u\sigma_1 & \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \rho_4\sigma_2 & \rho_5\sigma_u\sigma_2 & \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{pmatrix}$$

avec  $\rho_k \in ]-1; 1[$ ,  $\forall k$ , et  $\sigma_l > 0$ ,  $\forall l$ .

Avant d'expliciter la forme de la fonction de vraisemblance, il faut souligner que la covariance  $\sigma_{12}$  entre les perturbations  $u_{3,i}$  et  $u_{4,i}$  ne peut pas être identifiée. Pour un individu donné, on n'observe en effet jamais simultanément  $W_i^s$  et  $W_i^m$ . En insérant (3.1) et (3.2) dans (2), on vérifie que les déterminants non observés de la mobilité s'écrivent :

$$v_{2,i} = u_{2,i} + \delta(u_{3,i} - u_{4,i})$$

et que les paramètres de variance et de covariance impliquant  $v_{2,i}$  dépendent du paramètre  $\delta$  par les équations suivantes :

$$\text{var}(v_{2,i}) = \sigma_v^2 = \sigma_u^2 + \delta^2(\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12}) + 2\delta\sigma_u(\rho_3\sigma_1 - \rho_5\sigma_2),$$

$$\text{cov}(v_{2,i}, u_{1,i}) = r_1\sigma_v = \rho_1\sigma_u + \delta(\rho_2\sigma_1 - \rho_4\sigma_2),$$

$$\text{cov}(v_{2,i}, u_{3,i}) = r_3\sigma_v\sigma_1 = \rho_3\sigma_u\sigma_1 + \delta(\sigma_1^2 - \sigma_{12}),$$

$$\text{cov}(v_{2,i}, u_{4,i}) = r_5\sigma_v\sigma_2 = \rho_5\sigma_u\sigma_2 + \delta(\sigma_{12} - \sigma_2^2).$$

Les données disponibles permettent d'identifier  $r_1$ ,  $r_3$  et  $r_5$  sous l'hypothèse de normalisation  $\sigma_v = 1$ . Toutefois, les équations ci-dessus montrent que l'on ne peut identifier  $\rho_1$ ,  $\rho_3$  et  $\rho_5$  lorsque  $\delta$  est différent de zéro. Dans la suite, on écrira la fonction de vraisemblance en fonction des paramètres  $r_1$ ,  $r_2$  et  $r_3$ , puis on discutera la signification structurelle de leurs estimations en fonction du résultat du test sur la nullité du paramètre  $\delta$ . En pratique, on utilisera les changements de paramètres suivants :

$$\rho_h = \tanh(\zeta_h), \quad r_k = \tanh(\omega_k) \quad \text{et} \quad \sigma_l = \exp(s_l),$$

où  $\tanh(\cdot)$  est la fonction tangente hyperbolique, et l'estimation portera sur les paramètres  $\zeta_h$  ( $h = 2, 4$ ),  $\omega_k$  ( $k = 1, 3, 5$ ) et  $s_l$  ( $l = 1, 2$ ), qui ont l'avantage de ne pas être contraints. La vraisemblance de ce modèle fait intervenir les densités conditionnelles des perturbations  $(u_{1,i}, v_{2,i})$ , notamment :

$$(5) \quad (u_{1,i}, v_{2,i}) | u_{3,i} \sim N \left[ \begin{pmatrix} u_{3,i}\rho_2/\sigma_1 \\ u_{3,i}r_3/\sigma_1 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 - \rho_2^2 & r_1 - \rho_2r_3 \\ r_1 - \rho_2r_3 & 1 - r_3^2 \end{pmatrix} \right]$$

La densité conditionnelle du couple  $(u_{1,i}, v_{2,i})$  sachant  $u_{4,i}$  a une expression similaire ( $\rho_2$  est remplacé par  $\rho_4$ , tandis que  $r_3$  est remplacé par  $r_5$  et  $\sigma_1$  par  $\sigma_2$ ). La contribution à la vraisemblance d'un salarié n'ayant pas changé d'entreprise entre 1988 et 1993 ( $M_i = 0$ ), n'ayant pas suivi de formation continue dans cette entreprise ( $F_i = 0$ ) et percevant un salaire  $W_i^s$  en fin de période s'écrit :

$$(6) \quad l_i = \frac{1}{\sigma_1} \varphi \left( \frac{u_{3,i}}{\sigma_1} \right) \Phi_2(a_i, b_i, R_1)$$

$$\text{où } u_{3,i} = \ln W_i^s - \gamma_s - \beta'_s X_{s,i},$$

$$a_i = - \left( \beta'_1 X_{1,i} + u_{3,i} \frac{\rho_2}{\sigma_1} \right) / \sqrt{1 - \rho_2^2},$$

$$b_i = - \left( \beta'_2 X_{2,i} + \delta E(\ln W_i^m - \ln W_i^s) + u_{3,i} \frac{r_3}{\sigma_1} \right) / \sqrt{1 - r_3^2},$$

$$R_1 = \frac{r_1 - \rho_2 r_3}{\sqrt{(1 - \rho_2^2)(1 - r_3^2)}},$$

$$\Phi_2(a, b, R) = \int_{-\infty}^a \int_{-\infty}^b \frac{1}{2\pi \sqrt{1 - R^2}} \exp \left( - \frac{x^2 - 2Rxy + y^2}{2(1 - R^2)} \right) dx dy,$$

et  $\varphi$  est la fonction de densité de la loi normale centrée réduite. La contribution d'un travailleur ayant changé d'entreprise ( $M_i = 1$ ), après avoir suivi une formation ( $F_i = 1$ ) et percevant un salaire  $W_i^m$  en fin de période s'écrit :

$$(7) \quad l_i = \frac{1}{\sigma_2} \varphi \left( \frac{u_{4,i}}{\sigma_2} \right) [1 - \Phi(c_i) - \Phi(d_i) + \Phi_2(c_i, d_i, R_2)]$$

$$\text{où } u_{4,i} = \ln W_i^m - \alpha_m - \beta'_m X_{m,i}$$

$$c_i = - \left( \beta'_1 X_{1,i} + u_{4,i} \frac{\rho_4}{\sigma_2} \right) / \sqrt{1 - \rho_4^2},$$

$$d_i = - \left( \beta'_2 X_{2,i} + \gamma_2 + \delta E(\ln W_i^m - \ln W_i^s) + u_{4,i} \frac{r_5}{\sigma_2} \right) / \sqrt{1 - r_5^2},$$

$$R_2 = \frac{r_1 - \rho_4 r_5}{\sqrt{(1 - \rho_4^2)(1 - r_5^2)}},$$

et  $\Phi$  est la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite. Les contributions des salariés mobiles et non formés ( $M_i = 1$  et  $F_i = 0$ ) ou immobiles et formés ( $M_i = 0$  et  $F_i = 1$ ) s'obtiennent de façon symétrique<sup>9</sup>.

9. La contribution d'un individu de l'échantillon à la fonction de vraisemblance est la fonction de densité jointe des résidus  $(u_{1i}, v_{2i}, u_{3i})$  ou  $(u_{1i}, v_{2i}, u_{4i})$ , selon que l'individu a changé d'entreprise ou non au cours de la période d'observation. Dans la mesure où l'on n'observe pas simultanément le salaire de l'individu dans l'entreprise d'origine et celui qu'il perçoit ou pourrait percevoir après changement d'entreprise, la forme mathématique de sa contribution à la fonction de vraisemblance ne fait pas intervenir le coefficient de corrélation  $\sigma_{12}$  : celui-ci ne peut donc être identifié. Le modèle est estimé à l'aide du logiciel GAUSS (version 3.1.3).

## 4 Les estimations

---

Nous allons présenter successivement les résultats décrivant (1) le processus de sélection à l'entrée des dispositifs de formation continue, (2) les décisions de séparation, (3) les salaires offerts. Les estimations sont détaillées dans le tableau 3.

(1) L'effort de formation continue est d'autant plus soutenu que l'entreprise est de grande taille. Il est concentré sur les travailleurs occupant les emplois situés dans le milieu de la hiérarchie des entreprises (techniciens, agents de maîtrise). L'effort est également plus intense dans les secteurs où coexistent quelques grandes entreprises (énergie, assurances, banques...) que dans les secteurs les plus dispersés (services marchands, BTP). Il n'y a pas de différences significatives entre l'effort de formation des entreprises en croissance et celui des entreprises en déclin. En revanche, les entreprises à fort profit par tête forment plutôt plus souvent que celles dont le profit par tête est faible. La probabilité d'accès à la formation continue est par ailleurs plutôt plus élevée pour les diplômés que pour les non diplômés. Elle est également plus élevée en milieu de carrière qu'en début ou en fin. Il y a cependant moins de différences liées au diplôme ou à l'expérience professionnelle que de différences liées à la taille et au secteur de l'entreprise, ou à la position professionnelle. L'accès au dispositif de formation dépend ainsi davantage des caractéristiques structurelles de l'employeur et de l'emploi occupé que des caractéristiques propres à l'individu.

(2) Les séparations sont plutôt moins fréquentes dans les grandes entreprises et dans les secteurs d'activité les plus concentrés de l'économie. La probabilité de séparation est également plus faible au niveau des postes d'encadrement intermédiaire qu'au niveau des postes de cadre ou d'ouvrier qualifié. En d'autres termes, les séparations sont plutôt moins fréquentes dans des entreprises et des professions où l'effort de formation a précisément les plus grandes chances d'avoir été important. *Il n'y a cependant pas d'effet propre significatif de la formation continue reçue par un individu sur la probabilité qu'il reste dans l'entreprise formatrice.* Les séparations sont par ailleurs moins fréquentes dans les entreprises en croissance, dans celles dont l'excédent brut d'exploitation par tête est faible (compris entre 20 000 et 50 000 francs), et dans celles dont la masse salariale par tête est moyennement élevée (entre 170 000 et 200 000 francs). Les séparations sont plutôt plus rares pour les hommes ayant une expérience professionnelle élevée ou disposant d'un diplôme scolaire inférieur ou égal au baccalauréat. Les hommes mariés, ceux dont la conjointe est cadre ou exerce une profession intermédiaire, ont également une mobilité plus faible.

(3) Les salaires de 1992 des individus ayant changé d'entreprise entre 1988 et 1993 sont plus dispersés que ceux des individus restés dans leur entreprise de 1988 ( $\sigma_2 > \sigma_1$ ), ce qui est cohérent avec l'observation sur les données brutes (voir tableau 2). Les salaires auxquels conduisent les différents diplômes s'échelonnent par ailleurs selon une hiérarchie assez proche de celle des nombres d'années nécessaires à leur obtention. Le salaire augmente avec les diplômes, il s'accroît également avec l'expérience professionnelle.

TABLEAU 3

*Formation continue, salaires et mobilité*  
*Une estimation simultanée*

| Variables  | Estimations    |
|--|----------------|
| <b>Variable expliquée : A suivi une formation continue</b>                   |                |
| Constante  | -2.120 (0.128) |
| Expérience professionnelle en 1988 :   |                |
| – 6-10 ans   | 0.126 (0.046)  |
| – 11-20 ans  | 0.179 (0.063)  |
| – 21-30 ans  | 0.181 (0.061)  |
| – 30 ans ou plus   | -0.008 (0.065) |
| Diplôme :  |                |
| – BEPC, brevet des collèges  | 0.296 (0.052)  |
| – CAP, BEP   | 0.311 (0.043)  |
| – Baccalauréat   | 0.318 (0.049)  |
| – DEUG   | 0.073 (0.069)  |
| – DUT, BTS, diplôme paramédical  | 0.447 (0.073)  |
| – Licence, maîtrise  | 0.269 (0.086)  |
| – DEA, thèse, école d'ingénieurs   | 0.210 (0.077)  |
| Secteur d'activité en 1988 (réf. : BTP) :                                    |                |
| – Énergie, biens intermédiaires, équipement                                  | 0.596 (0.077)  |
| – Commerce, services marchands   | 0.283 (0.071)  |
| – Agriculture, industries agro-alimentaires                                  | 0.354 (0.099)  |
| – Biens de consommation courante   | 0.017 (0.113)  |
| – Tertiaire, sauf commerce et services marchands                             | 0.694 (0.073)  |
| Qualification de l'emploi en 1988 (réf. : ouvrier ou employé non qualifié) : |                |
| – Cadre  | 0.306 (0.080)  |
| – Technicien   | 0.580 (0.086)  |
| – Contremaître, agent de maîtrise  | 0.665 (0.075)  |
| – Autre profession intermédiaire   | 0.594 (0.072)  |
| – Employé administratif d'entreprise   | 0.465 (0.087)  |
| – Ouvrier qualifié de type industriel  | 0.146 (0.077)  |
| – Ouvrier qualifié de type artisanal   | 0.327 (0.081)  |
| – Chauffeur, autre ouvrier qualifié  | 0.042 (0.073)  |
| Taille de l'entreprise en 1988 :   |                |
| – 0 à 9 salariés   | -0.027 (0.042) |
| – 50 à 499 salariés  | 0.371 (0.043)  |
| – 500 salariés ou plus   | 0.434 (0.030)  |
| Évolution de la VA de l'entreprise 88-89 :                                   |                |
| – Inconnue (SIREN inconnu ou non appariement)                                | -0.309 (0.051) |
| – Positive   | 0.019 (0.030)  |

TABLEAU 3 (suite)

**Formation continue, salaires et mobilité****Une estimation simultanée**

| Variables  | Estimations    |
|--|----------------|
| <b>Variable expliquée : A suivi une formation continue (suite)</b>           |                |
| EBE par tête en 1988 (réf. : inférieur à 20 000 F) :                         |                |
| – Supérieur à 100 000 francs   | 0.026 (0.047)  |
| – De 50 001 à 100 000 francs   | 0.128 (0.054)  |
| – De 20 001 à 50 000 francs  | 0.019 (0.052)  |
| <b>Variable expliquée : Changement d'entreprise entre 1988 et 1992</b>       |                |
| Constante  | -0.243 (0.112) |
| A suivi une formation continue   | 0.062 (0.258)  |
| Écart anticipé de salaire ( $\delta$ )                                       | -0.003 (0.285) |
| Expérience professionnelle en 1988 :   |                |
| – 6-10 ans   | -0.288 (0.041) |
| – 11-20 ans  | -0.230 (0.055) |
| – 21-30 ans  | -0.585 (0.063) |
| – 30 ans ou plus   | -0.466 (0.062) |
| Taille de l'entreprise en 1988 :   |                |
| – 0 à 9 salariés   | -0.056 (0.035) |
| – 50 à 499 salariés  | -0.110 (0.034) |
| – 500 salariés ou plus   | -0.186 (0.054) |
| Statut matrimonial : marié   | -0.170 (0.031) |
| Secteur d'activité en 1988 (réf. : énergie) :                                |                |
| – Industrie agro-alimentaire   | 0.296 (0.095)  |
| – Biens intermédiaires, équipement, consommation                             | 0.178 (0.070)  |
| – BTP  | 0.432 (0.077)  |
| – Commerce, transports, télécom., serv. marchands                            | 0.310 (0.064)  |
| Qualification de l'emploi en 1988 (réf. : ouvrier ou employé non qualifié) : |                |
| – Cadre  | 0.125 (0.067)  |
| – Technicien   | -0.057 (0.069) |
| – Contremaître, agent de maîtrise  | 0.065 (0.087)  |
| – Autre profession intermédiaire   | -0.077 (0.078) |
| – Employé administratif d'entreprise   | 0.007 (0.074)  |
| – Ouvrier qualifié de type industriel  | 0.071 (0.050)  |
| – Ouvrier qualifié de type artisanal   | 0.210 (0.066)  |
| – Chauffeur, autre ouvrier qualifié  | 0.104 (0.048)  |
| Diplôme :  |                |
| – BEPC, brevet des collèges  | -0.096 (0.039) |
| – CAP, BEP   | -0.099 (0.031) |
| – Baccalauréat   | -0.107 (0.042) |
| – DEUG   | 0.230 (0.089)  |

TABLEAU 3 (suite)

**Formation continue, salaires et mobilité**  
**Une estimation simultanée**

| Variables  | Estimations                     |                                 |
|--|---------------------------------|---------------------------------|
| <b>Variable expliquée : Changement d'entreprise entre 1988 et 1992 (suite)</b> |                                 |                                 |
| Diplôme (suite) :  |                                 |                                 |
| – DUT, BTS, diplôme paramédical  | 0.090 (0.051)                   |                                 |
| – Licence, maîtrise  | 0.317 (0.025)                   |                                 |
| – DEA, thèse, école d'ingénieurs   | -0.065 (0.053)                  |                                 |
| Évolution des effectifs de l'entreprise :                                      |                                 |                                 |
| – Inconnue (SIREN inconnu ou non appariement)                                  | -0.004 (0.049)                  |                                 |
| – Positive   | -0.230 (0.032)                  |                                 |
| EBE par tête (réf. : négatif) :  |                                 |                                 |
| – Supérieur à 100 000 francs   | 0.148 (0.045)                   |                                 |
| – De 50 001 à 100 000 francs   | -0.070 (0.043)                  |                                 |
| – De 20 001 à 50 000 francs  | -0.201 (0.055)                  |                                 |
| – De 0 à 20 000 francs   | 0.031 (0.042)                   |                                 |
| Masse salariale par tête (réf. : < 130 001 francs) :                           |                                 |                                 |
| – Supérieure à 200 00 francs   | 0.239 (0.030)                   |                                 |
| – De 170 001 à 200 000 francs  | -0.135 (0.049)                  |                                 |
| – De 130 001 à 170 000 francs  | 0.066 (0.041)                   |                                 |
| Conjoint cadre   | 0.297 (0.036)                   |                                 |
| Conjoint profession intermédiaire  | 0.064 (0.038)                   |                                 |
|  | Estimations                     |                                 |
| Variables expliquées<br>et variables explicatives                              | Sans changement<br>d'entreprise | Avec changement<br>d'entreprise |
| <b>Variable expliquée : log (salaire mensuel en 1992)</b>                      |                                 |                                 |
| Constante  | 8.909 (0.027)                   | 8.360 (0.043)                   |
| A suivi une formation continue   | 0.128 (0.091)                   | 0.293 (0.121)                   |
| Taille de l'entreprise (réf. : 0-9 salariés) :                                 |                                 |                                 |
| – 10 à 49 salariés   | -0.152 (0.023)                  | réf.                            |
| – 50 à 499 salariés  | -0.059 (0.023)                  | 0.231 (0.035)                   |
| – 500 salariés ou plus   | -0.033 (0.021)                  | 0.250 (0.035)                   |
| Profession en 1988 :   |                                 |                                 |
| – Cadre  | 0.718 (0.024)                   | 0.579 (0.036)                   |
| – Technicien   | 0.256 (0.030)                   | 0.190 (0.038)                   |
| – Contremaître, agent de maîtrise  | 0.352 (0.031)                   | 0.190 (0.038)                   |
| – Autre profession intermédiaire   | 0.319 (0.026)                   | 0.190 (0.038)                   |
| – Employé administratif d'entreprise   | 0.130 (0.032)                   | 0.074 (0.041)                   |
| – Ouvrier qualifié de type industriel  | 0.092 (0.020)                   | 0.036 (0.030)                   |

TABLEAU 3 (suite)

**Formation continue, salaires et mobilité****Une estimation simultanée**

| Variables expliquées<br>et variables explicatives                                   | Estimations                     |                                 |
|---|---------------------------------|---------------------------------|
|   | Sans changement<br>d'entreprise | Avec changement<br>d'entreprise |
| <b>Variable expliquée</b> : log (salaire mensuel en 1992) (suite)                   |                                 |                                 |
| Profession en 1988 (suite) :  |                                 |                                 |
| – Ouvrier qualifié de type artisanal  | 0.118 (0.023)                   | 0.036 (0.030)                   |
| – Chauffeur, autre ouvrier qualifié   | 0.096 (0.022)                   | 0.036 (0.030)                   |
| Diplôme (réf. : sans diplôme, CEP) :  |                                 |                                 |
| – BEPC, brevet des collèges   | 0.093 (0.026)                   |                                 |
| – CAP, BEP  | 0.064 (0.017)                   |                                 |
| – Baccalauréat  | 0.218 (0.026)                   |                                 |
| – DEUG  | 0.234 (0.034)                   |                                 |
| – DUT, BTS, diplôme paramédical   | 0.194 (0.036)                   |                                 |
| – Licence, maîtrise   | 0.309 (0.027)                   |                                 |
| – DEA, thèse, école d'ingénieurs  | 0.432 (0.037)                   |                                 |
| Salaire moyen des autres salariés de l'entreprise :                                 |                                 |                                 |
| – Supérieur à 200 000 francs  | 0.195 (0.028)                   | 0.182 (0.032)                   |
| – De 170 001 à 200 000 francs   | 0.116 (0.026)                   | 0.214 (0.048)                   |
| – De 130 001 à 170 000 francs   | 0.067 (0.017)                   | 0.034 (0.041)                   |
| Expérience professionnelle :  |                                 |                                 |
| – 11 à 20 ans   | 0.029 (0.024)                   |                                 |
| – 20 à 29 ans   | 0.055 (0.025)                   |                                 |
| – 30 ans ou plus  | 0.081 (0.023)                   |                                 |
| Variance des résidus : log( $\sigma_1$ ), log( $\sigma_2$ )                         | -0.854 (0.017)                  | -0.512 (0.019)                  |
| <b>Corrélations</b>   |                                 |                                 |
| Formation continue et mobilité [Arctanh( $r_1$ )]                                   |                                 | -0.246 (0.143)                  |
| Formation continue et salaires<br>dans l'entreprise d'origine [Arctanh( $\rho_2$ )] |                                 | -0.129 (0.123)                  |
| Mobilité et salaires<br>dans l'entreprise d'origine [Arctanh( $r_3$ )]              |                                 | 1.080 (0.0440)                  |
| Formation continue et salaires<br>dans une autre entreprise [Arctanh( $\rho_4$ )]   |                                 | -0.162 (0.090)                  |
| Mobilité et salaires<br>dans une autre entreprise [Arctanh( $r_5$ )]                |                                 | 0.233 (0.047)                   |
| Nombre d'observations   |                                 | 2 697                           |
| Logarithme de la fonction de vraisemblance  |                                 | -3892.4                         |

Note : Les écart-types sont indiqués entre parenthèses.

Champ : Hommes, salariés CDI dans le privé en 1988, ayant perçu un salaire en 1992.

Source : Enquête FQP 1993, Insee.

Qu'il s'agisse des déterminants de la formation, de la mobilité ou des salaires, la plupart des résultats précédents sont conformes à ceux obtenus dans d'autres études à partir de données similaires. L'intérêt de notre modèle est ailleurs, il est dans la quantification qu'il essaie de donner des liens existant entre ces variables de formation continue, de mobilité et de salaires. Les résultats sont de ce point de vue les suivants.

(1) Si l'on considère les salariés n'ayant pas changé d'entreprise entre 1988 et 1993, ceux qui ont bénéficié d'une formation continue ne reçoivent pas des salaires significativement plus élevés que ceux n'ayant accédé à aucune action de formation ( $\alpha_s$  positif, mais non significatif au seuil de 5 %). Si l'on considère maintenant les salariés ayant changé d'entreprise au cours de la même période, les salaires moyens de ceux qui ont été formés avant de changer d'entreprise sont significativement plus forts que les salaires moyens des individus n'ayant pas été formés dans l'entreprise d'origine ( $\alpha_m$  positif et significatif au seuil de 1 %). On remarque toutefois que, toutes choses égales par ailleurs, l'impact net de la séquence formation-mobilité (*ie*,  $F_i = 1$  et  $M_i = 1$  comparé à  $F_i = 0$  et  $M_i = 0$ ) reste négatif (*ie*,  $\alpha_m + \gamma_m < \gamma_s$ ). *La formation continue améliore la qualité des transitions sur le marché du travail, mais n'évite au total qu'une partie de la décote salariale moyenne associée aux transitions entre emplois.*

(2) La variation de salaire consécutive à un changement d'entreprise n'a aucun effet repérable sur la probabilité de séparation : le coefficient  $\delta$  est quasi nul et non significatif<sup>10</sup>. Le paramètre  $\delta$  peut s'interpréter comme une mesure directe des possibilités de « piratage », c'est-à-dire des possibilités pour une entreprise autre que l'entreprise formatrice de débaucher les salariés bénéficiaires de la formation continue en offrant des salaires élevés. Rappelons que lorsque  $\delta = 0$  (et  $\sigma_u = 1$  pour identification), le paramètre structurel  $\rho_j$  est égal à  $r_j$  ( $j = 1, 3, 5$ ). En ce cas, les estimations positives et statistiquement très significatives des paramètres  $r_3$  et  $r_5$  signifient que les caractéristiques non observées favorisant la mobilité inter-entreprises sont positivement corrélées aux caractéristiques non observées affectant les salaires dans l'entreprise formatrice et dans les entreprises concurrentes. Le mécanisme de sélection est ici dépendant des variables d'hétérogénéité non observée : toutes choses observables égales par ailleurs, les salariés qui sont les plus mobiles sont donc ceux qui ont simultanément les salaires les plus élevés dans ces deux types d'entreprises.

(3) Les caractéristiques non mesurées favorisant l'affectation au dispositif de formation continue accroissent la stabilité du lien entre employeur et employé : la corrélation  $r_1$  entre les résidus de l'équation d'accès à la formation continue (1) et les résidus de l'équation de séparation (2) est en effet négative et significative au seuil de 5 %. *Il y a donc une certaine corrélation dans les décisions conduisant l'employeur à former et à garder un de ses salariés.*

(4) L'hétérogénéité non observée favorisant l'affectation au dispositif de formation continue est faiblement mais négativement corrélée avec les déterminants non observés des salaires dans les entreprises autres que l'entreprise formatrice (l'estimation de  $\rho_4$  est négative et significative au seuil de 5 %,

---

10. Ce résultat provient certainement du fait que l'enquête FQP ne permet pas de distinguer les licenciements des démissions dans les causes de mobilité inter-entreprises.



celle de  $\rho_2$  est non significative à ce même seuil) : *toutes choses égales par ailleurs, les entreprises forment moins les travailleurs dont les salaires potentiels dans les autres entreprises sont élevés.*

Pour compléter ces résultats, nous avons essayé de savoir si les effets de la formation continue sur les salaires diffèrent avec les niveaux de formation initiale. Pour ce faire, nous avons créé des interactions entre la variable de formation continue et le niveau de diplôme regroupé en trois classes (niveau inférieur ou égal au CEP, compris entre le BEPC et le Baccalauréat, ou strictement supérieur au Baccalauréat) dans les deux équations de salaire. Les estimations de ce modèle augmenté sont reportées dans le tableau 4. Les valeurs estimées des paramètres des équations d'accès à la formation continue et de mobilité inter-entreprises étant peu modifiées par l'introduction du terme d'interaction, nous ne reproduisons que les valeurs estimées des paramètres des deux équations de salaire. Ici encore, on notera que la prise en compte du terme d'interaction laisse inchangées les valeurs estimées des paramètres autres que l'effet de la formation continue dans ces deux équations. Parmi les salariés n'ayant pas changé d'entreprise entre 1988 et 1993 et ayant accédé à la formation continue au cours de la période, les effets de la formation continue sur les salaires ne sont pas significativement différents pour les plus diplômés. Dans ce groupe, l'effet moyen de la formation continue sur les salaires est positif, mais faiblement significatif : son estimation n'est pas

TABLEAU 4

**Formation continue, salaires et mobilité**

**Effet différencié de la formation continue selon le niveau de diplôme**

| Variables expliquées<br>et variables explicatives         | Estimations                     |                                 |
|---|---------------------------------|---------------------------------|
|   | Sans changement<br>d'entreprise | Avec changement<br>d'entreprise |
| <b>Variable expliquée</b> : log (salaire mensuel en 1992) |                                 |                                 |
| Constante   | 8.909 (0.035)                   | 8.365 (0.030)                   |
| A suivi une formation continue :                          | 0.140 (0.077)                   | 0.349 (0.093)                   |
| – Et peu diplômé<br>(sans diplôme ou CEP)                 | -0.015 (0.027)                  | -0.055 (0.073)                  |
| – Et diplôme<br>strictement supérieur au bac              | 0.010 (0.025)                   | -0.257 (0.073)                  |
| Taille de l'entreprise (réf. : 0-9 salariés) :            |                                 |                                 |
| – 10 à 49 salariés  | -0.151 (0.021)                  | réf.                            |
| – 50 à 499 salariés                                       | -0.058 (0.021)                  | 0.230 (0.035)                   |
| – 500 salariés ou plus                                    | -0.034 (0.019)                  | 0.252 (0.035)                   |
| Profession en 1988 :                                      |                                 |                                 |
| – Cadre   | 0.719 (0.023)                   | 0.577 (0.032)                   |
| – Technicien  | 0.260 (0.027)                   | 0.196 (0.031)                   |
| – Contremaître, agent de maîtrise                         | 0.354 (0.028)                   | 0.196 (0.031)                   |
| – Autre profession intermédiaire                          | 0.322 (0.024)                   | 0.196 (0.031)                   |
| – Employé administratif d'entreprise                      | 0.130 (0.029)                   | 0.062 (0.027)                   |
| – Ouvrier qualifié de type industriel                     | 0.092 (0.020)                   | 0.033 (0.030)                   |

TABLEAU 4 (suite)

**Formation continue, salaires et mobilité****Effet différencié de la formation continue selon le niveau de diplôme**

| Variables expliquées<br>et variables explicatives                                   | Estimations                     |                                 |
|---|---------------------------------|---------------------------------|
|   | Sans changement<br>d'entreprise | Avec changement<br>d'entreprise |
| <b>Variable expliquée</b> : log (salaire mensuel en 1992) (suite)                   |                                 |                                 |
| Profession en 1988 (suite) :  |                                 |                                 |
| – Ouvrier qualifié de type artisanal  | 0.118 (0.022)                   | 0.033 (0.030)                   |
| – Chauffeur, autre ouvrier qualifié   | 0.095 (0.022)                   | 0.033 (0.030)                   |
| Diplôme (réf. : sans diplôme, CEP) :  |                                 |                                 |
| – BEPC, brevet des collèges   | 0.091 (0.024)                   |                                 |
| – CAP, BEP  | 0.063 (0.017)                   |                                 |
| – Baccalauréat  | 0.209 (0.023)                   |                                 |
| – DEUG  | 0.231 (0.051)                   |                                 |
| – DUT, BTS, diplôme paramédical   | 0.191 (0.034)                   |                                 |
| – Licence, maîtrise   | 0.305 (0.030)                   |                                 |
| – DEA, thèse, école d'ingénieurs  | 0.429 (0.031)                   |                                 |
| Salaire moyen des autres salariés de l'entreprise :                                 |                                 |                                 |
| – Supérieur à 200 000 francs  | 0.195 (0.026)                   | 0.182 (0.022)                   |
| – De 170 001 à 200 000 francs   | 0.116 (0.025)                   | 0.222 (0.038)                   |
| – De 130 001 à 170 000 francs   | 0.067 (0.017)                   | 0.047 (0.037)                   |
| Expérience professionnelle :  |                                 |                                 |
| – 11 à 20 ans   | 0.028 (0.023)                   |                                 |
| – 20 à 29 ans   | 0.056 (0.024)                   |                                 |
| – 30 ans ou plus  | 0.082 (0.024)                   |                                 |
| Variance des résidus : log( $\sigma_1$ ), log( $\sigma_2$ )                         | -0.853 (0.017)                  | -0.515 (0.020)                  |
| <b>Corrélations</b>   |                                 |                                 |
| Formation continue et mobilité [Arctanh( $r_1$ )]                                   | -0.249 (0.112)                  |                                 |
| Formation continue et salaires<br>dans l'entreprise d'origine [Arctanh( $\rho_2$ )] | -0.143 (0.102)                  |                                 |
| Mobilité et salaires<br>dans l'entreprise d'origine [Arctanh( $r_3$ )]              | 1.082 (0.031)                   |                                 |
| Formation continue et salaires<br>dans une autre entreprise [Arctanh( $\rho_4$ )]   | -0.146 (0.052)                  |                                 |
| Mobilité et salaires<br>dans une autre entreprise [Arctanh( $r_5$ )]                | 0.227 (0.044)                   |                                 |
| Nombre d'observations   |                                 | 2 697                           |
| Logarithme de la fonction de vraisemblance  |                                 | -3891.3                         |

Note : Les écart-types sont indiqués entre parenthèses.

Champ : Hommes, salariés CDI dans le privé en 1988, ayant perçu un salaire en 1992.

Source : Enquête FQP 1993, Insee.

sensiblement modifiée par l'introduction du terme d'interaction (0,128 avec un écart-type estimé de 0,091 dans le modèle sans interaction, 0,140 avec un écart-type estimé de 0,077 dans celui avec interaction).

L'effet est plus différencié dans le cas des salariés ayant suivi une formation continue dans l'entreprise d'origine et ayant changé d'entreprise entre 1988 et 1993 : l'effet de la formation continue sur le salaire de 1992 est significativement plus élevé pour les hommes ayant un diplôme inférieur ou égal au Baccalauréat (pour eux, la valeur estimée du coefficient associé à une formation continue est égal à 0,349 ; pour les autres, elle est de 0,092). Ainsi, la formation continue a un effet compensateur sur le salaire des travailleurs mobiles les moins diplômés : *elle leur permet quasiment d'éviter la décote salariale moyenne associée aux transitions entre emplois.*

## 5 Discussion

---

Les résultats précédents ne sont pas particulièrement favorables à la thèse de la formation continue comme facteur déterminant des salaires dans les entreprises formatrices, ni à la thèse justifiant l'intervention publique comme réponse à la forte sensibilité des salariés aux écarts de salaires offerts. Telle qu'elle se pratique en France, la formation continue ne bénéficierait pas particulièrement aux salariés en place (sans doute beaucoup moins qu'aux entreprises elles-mêmes) et ne serait guère menacée de « *piratage* ». Le seul effet important de la formation continue serait d'atténuer significativement la décote associée en moyenne aux transitions entre deux emplois. Toutefois, les effets proprement structurels du modèle proposé ne sont pas estimés avec beaucoup de précision et ces conclusions doivent être prises avant tout comme des indications qualitatives.

Si ces résultats devaient toutefois être confirmés, il serait légitime de se demander s'ils reflètent la spécificité du dispositif français de formation continue ou si leur portée est plus générale. Depuis 1971, la loi française impose aux entreprises de plus de 10 salariés du secteur privé de dépenser l'équivalent d'un minimum de leur masse salariale pour la formation de leurs salariés. En 1988, le minimum en question était de 1,2 % de la masse salariale. Si elles ne peuvent justifier ces dépenses, elles doivent s'acquitter d'une taxe annuelle d'un montant équivalent.

Dans un tel cadre, on peut se demander si une partie des formations observées en France ne sont pas entreprises dans le seul objectif d'éviter la taxe. Une des raisons pour lesquelles il est difficile d'identifier avec précision l'impact salarial de la formation continue en France serait qu'on observe chaque année un mélange de véritables et de fausses actions de formation. Il est clair que cet argument a d'autant plus de poids qu'un nombre important de salariés se trouvent dans des entreprises concernées par la loi et dépensant exactement le minimum imposé. Ce n'est pas le cas. Il se trouve en effet que chaque année, selon le ministère du Travail, (1) près de 30 % des salariés du secteur privé travaillent dans des entreprises de moins de 10 salariés, non concernées par le dispositif, (2) au moins 60 % des salariés se trouvent dans des entre-

prises dépensant strictement plus que le minimum légal, (3) environ 5 % travaillent dans des entreprises ne dépensant rien pour la formation et payant intégralement la taxe. Ainsi, un total d'environ 80 % des salariés du secteur privé travaillent dans des entreprises dont il est difficile de soupçonner qu'elles financent des formations « *prétextes* », dans le seul but d'éviter l'impôt. La très grande majorité des formations dont on évalue ici l'impact correspondent ainsi *a priori* à de véritables investissements en capital humain.

Une autre particularité du système français est d'imposer ses contraintes au niveau de l'entreprise, sans chercher à favoriser une catégorie particulière de main-d'œuvre. En cela, le dispositif français se distingue des systèmes scandinaves, lesquels sont spécifiquement orientés vers la partie la moins qualifiée de la main-d'œuvre. En laissant l'initiative de la sélection des salariés aux seules entreprises formatrices, on peut se demander si le système français n'est pas en définitive beaucoup plus sélectif que celui des autres pays occidentaux. Cette particularité expliquerait la difficulté qu'il y a d'identifier l'effet propre de la formation d'une part et les purs effets de sélection d'autre part, lorsqu'on cherche à évaluer le dispositif.

Là encore, il est difficile d'aller très loin dans cette interprétation. Une récente enquête d'Eurostat montre en effet que la probabilité de recevoir une formation de son employeur est en moyenne, dans les pays de la Communauté européenne, quatre fois plus élevée dans les entreprises de plus de 1 000 salariés que dans celles de 10 à 50 salariés (KERR [1997]). Selon la même enquête, la formation continue est six fois plus fréquente dans les secteurs de l'énergie ou de la banque que dans les secteurs de l'industrie des biens de consommation. KNOCKE et KALLENBERG [1994] rendent compte d'inégalités tout à fait similaires aux États-Unis. Les inégalités d'accès à la formation continue liées à la taille ou au secteur de l'entreprise ne semblent pas du tout particulières à la France. De fait, à la lecture des études menées par Eurostat, ce sont plutôt les dispositifs scandinaves qui se distinguent dans l'ensemble des pays européens.

## 6 Conclusion

---

Les données de la dernière enquête sur la Formation et la Qualification Professionnelle (FQP) suggèrent que (1) la formation continue n'a pas vraiment d'impact sur les carrières salariales dans les entreprises formatrices, (2) la formation continue atténue toutefois la décote salariale moyenne associée aux transitions entre deux emplois, en particulier pour les travailleurs les moins diplômés, (3) les décisions de mobilité des salariés sont assez peu sensibles aux variations de salaires offerts, la formation continue dans une entreprise n'étant par conséquent pas vraiment menacée de « *piratage* » par les entreprises concurrentes.

Ces résultats demandent à être confirmés et approfondis. En premier lieu, ils sont obtenus sous une hypothèse paramétrique particulière (la normalité des résidus du modèle) qui mériterait certainement d'être assouplie. Ensuite,

l'équation de sélection dans le dispositif de formation continue ne tient pas compte du salaire préalablement perçu par l'employé, et cette omission peut avoir des conséquences sur les résultats d'estimation. Enfin, nous n'avons pas tenu compte de la durée des formations reçues, ni de leur contenu. De telles informations existent dans l'enquête FQP, mais la taille de l'échantillon ne semble pas suffisante pour estimer précisément les différences d'effets qui pourraient leur être associées. Au total, si la formation continue a peu d'effet sur les carrières individuelles, cela ne signifie pas qu'elle n'en a pas sur la situation des entreprises formatrices. De ce point de vue, il est important que les recherches empiriques futures progressent dans l'analyse jointe des dynamiques des employeurs et des carrières individuelles. ■

## • Références bibliographiques

- ACEMOGLU D. (1997). – « Training and Innovation in an Imperfect Labour Market », *Review of Economic Studies*, 64, pp. 445-464.
- BLUNDELL R., DEARDEN L., MEGHIR C. (1996). – *The Determinants and Effects of Work Related Training in Britain*, The Institute for Fiscal Studies: London.
- CARD D. (1996). – « The Effect of Unions on the Structure of Wages: A Longitudinal Analysis », *Econometrica*, 64, pp. 957-979.
- COMMISSION EUROPÉENNE (1996). – *Towards The Learning Society*, European Commission White Paper on Education and Training: Bruxelles.
- GAURON A. (2000). – *Formation tout au long de la vie*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique n° 22, La Documentation française : Paris.
- GOUX D., MAURIN É. (2000). – « Returns to Continuous Training: Evidence from French Worker-Firm Matched Data », *Labour Economics*, 17, pp. 1-19.
- KERR R. (1997). – « Apprendre sa vie durant », *Insee Première*, 512, février.
- KNOKE D., KALLENBERG A.L. (1994). – « Job Training in US Organizations », *American Sociological Review*, 59, pp. 537-46.
- LEE L.F. (1978). – « Unionism and Wage Rates: A Simultaneous Equations Model with Qualitative and Limited Dependent Variables », *International Economic Review*, 19, pp. 415-433.
- LYNCH L.M. (1992). – « The Role of Off-the-Job vs. On-the-Job Training for the Mobility of Women Workers », *American Economic Review*, 81(2), pp. 151-156.
- LYNCH L.M. Ed. (1994). – *Training and the Private Sector*, University of Chicago Press for NBER: Chicago.
- MADDALA G.S. (1983). – *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press: Cambridge.
- MANSKI C.F. (1994). – « The Selection Problem », in *Advances in Econometrics* (vol. 1), édité par C. Sims., Cambridge University Press: Cambridge.
- OCDE (1991). – « La formation assurée par les entreprises », in *Perspectives de l'Emploi*, Paris.
- OCDE (1994). – *Perspectives de l'emploi*, Paris.
- PISCHKE J.F. (1996). – « Continuous Training in Germany », *Working Paper* n° 5829, National Bureau of Economic Research.
- ROBINSON C. (1989). – « The Joint Determination of Union Status and Union Wage Effects: Some Tests of Alternative Models », *Journal of Political Economy*, 97, pp. 639-667.

