

Modes de recherche d'emploi et durée de chômage des jeunes : applications microéconométriques au *Panel Téléphonique* du CEREQ

Mareva Sabatier

Volume 78, numéro 1, mars 2002

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/007244ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/007244ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Sabatier, M. (2002). Modes de recherche d'emploi et durée de chômage des jeunes : applications microéconométriques au *Panel Téléphonique* du CEREQ. *L'Actualité économique*, 78(1), 41–66. <https://doi.org/10.7202/007244ar>

Résumé de l'article

L'objectif de cet article est d'intégrer dans un modèle de recherche d'emploi à intensité endogène la pluralité des modes de recherche observée dans plusieurs enquêtes. Ces modes sont introduits à travers une fonction de production d'information qui influence à la fois le taux d'arrivée des offres et les coûts de recherche. Les propriétés d'équilibre du modèle mettent en évidence une indétermination de l'effet de la quantité d'information produite par les modalités de recherche sur la durée des épisodes de chômage. L'estimation microéconométrique du modèle structurel permet de lever cette ambiguïté. La méthode adoptée tient compte non seulement de la règle de sélection des modes et de leur interdépendance mais aussi de la dualité des issues après le chômage (emplois traditionnels et emplois aidés). Les résultats des estimations concluent à un effet significativement différent de la fonction de production d'information sur la durée d'accès à l'emploi, selon la nature de ce dernier, et à des impacts discriminants des modes de recherche.

MODES DE RECHERCHE D'EMPLOI ET DURÉE DE CHÔMAGE DES JEUNES : APPLICATIONS MICROÉCONOMÉTRIQUES AU *PANEL TÉLÉPHONIQUE* DU CEREQ*

Mareva SABATIER

CERDI

Université d'Auvergne

IRES

Université Catholique de Louvain

RÉSUMÉ – L'objectif de cet article est d'intégrer dans un modèle de recherche d'emploi à intensité endogène la pluralité des modes de recherche observée dans plusieurs enquêtes. Ces modes sont introduits à travers une fonction de production d'information qui influence à la fois le taux d'arrivée des offres et les coûts de recherche. Les propriétés d'équilibre du modèle mettent en évidence une indétermination de l'effet de la quantité d'information produite par les modalités de recherche sur la durée des épisodes de chômage. L'estimation microéconométrique du modèle structurel permet de lever cette ambiguïté. La méthode adoptée tient compte non seulement de la règle de sélection des modes et de leur interdépendance mais aussi de la dualité des issues après le chômage (emplois traditionnels et emplois aidés). Les résultats des estimations concluent à un effet significativement différent de la fonction de production d'information sur la durée d'accès à l'emploi, selon la nature de ce dernier, et à des impacts discriminants des modes de recherche.

ABSTRACT – This paper aims at introducing the plurality of search methods in a job search model with endogenous intensity. Search methods are integrated through a function of information production, which influences both the offer rate and search costs. The equilibrium properties of the model lead to an indeterminate effect of the information produced by search methods use on the exit rate from unemployment. The microeconomic estimation of the structural model allows us to deal with this ambiguity. The method used takes into account the selection rule of search channels, their interdependence and the type of job found. Results highlight a different impact of the production of information on unemployment spells according to the type of job found. Besides, search methods have a discriminating effect on unemployment duration.

* L'auteur tient à remercier pour leurs commentaires fructueux Jean-Yves Lesueur, Bart Cockx, Denis Fougère, David Margolis, Claude Montmarquette et Bruno Van der Linden, ainsi que les deux rapporteurs anonymes de la revue. Le CEREQ et Patrick Werquin sont aussi vivement remerciés pour avoir permis l'accès aux données du *Panel Téléphonique*. Les éventuelles erreurs ou omissions restent à la seule charge de l'auteur.

INTRODUCTION

Depuis le début des années soixante-dix, la théorie de la recherche d'emploi (Mortensen, 1986; Devine et Kiefer, 1991) a largement étudié les conditions de retour à l'emploi. Elle a été à la base de nombreux modèles microéconométriques qui ont notamment explicité l'influence des caractéristiques individuelles (Ahn et Ugidos-Olazabal, 1995) et des politiques publiques (Heckman, Lalonde et Smith, 1999; Bonnal, Fougère, Sérandon, 1997) sur les transitions dans le marché du travail.

Malgré l'abondance de travaux, la littérature est restée pour l'essentiel focalisée sur deux modes exclusifs d'accès à l'emploi : la recherche sur le marché et la recherche dans l'emploi (Belzil, 1996).

Pourtant plusieurs enquêtes et notamment, en France, l'Enquête Emploi de l'INSEE de 1994, remettent en cause cette hypothèse restrictive de dualité des modalités d'insertion en rendant compte d'une très forte hétérogénéité des modes de recherche mobilisés par les chômeurs (Lagarenne et Marchal, 1995). Ces modes s'articulent autour de trois stratégies dominantes (Lindeboom et Van Ours, 1997) : les procédures marchandes (candidatures spontanées et petites annonces), le recours aux intermédiaires institutionnels (services publics et privés de placement) et le réseau social (relations personnelles et professionnelles). De plus, ces modes de recherche semblent avoir des impacts discriminants sur les transitions individuelles, en particulier sur la durée du chômage (Osberg, 1993).

À la lumière de ces faits stylisés, l'objectif de cet article est de dépasser les modèles standards de recherche pour intégrer l'apparente pluralité des modes d'insertion dans un modèle structurel d'équilibre partiel à intensité endogène. Les modes de recherche sont perçus dans le modèle comme les inputs d'une fonction de production d'information sur les postes offerts (Kahn et Low, 1990; Barron et Mellow, 1979). À travers cette technologie de recherche d'information, les modes se manifestent de deux manières dans le modèle structurel en influençant à la fois le taux d'arrivée des offres et la fonction de coût de recherche.

L'introduction de l'hétérogénéité des modes d'accès à l'emploi dans un modèle de prospection pose cependant deux problèmes tant au niveau théorique qu'économétrique. D'une part, on ne peut ignorer l'influence significative de certains attributs personnels sur le choix des modes de recherche (Giret, Karaa et Plassard, 1996). Face à l'hypothèse d'exogénéité des modes généralement adoptée, il est nécessaire de tester si la règle de sélection qui gouverne le choix des modes d'insertion est sélective. D'autre part, les demandeurs d'emploi peuvent choisir d'utiliser un seul mode ou de combiner plusieurs méthodes de recherche. La possibilité de combiner plusieurs modes de recherche lors de la prospection peut remettre en cause l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes, communément retenue dans ce domaine lors des estimations économétriques.

Afin de traiter de manière simultanée l'endogénéité et l'interdépendance des choix des modes de recherche, une méthode d'estimation en deux étapes est retenue. Dans un premier temps, le choix des modes de recherche est estimé à

l'aide d'un probit trivarié. Les probabilités du choix de chaque mode, calculées à partir des prédicteurs de cette estimation, sont alors introduites comme inputs de la fonction de production d'information dans le but de corriger les éventuels biais de sélectivité du choix de ces modes. Dans un deuxième temps, le modèle structurel de prospection est estimé par la technique du maximum de vraisemblance. À ce niveau, l'existence d'une segmentation sur le marché du travail conduit à prendre en compte, lors de l'estimation, la dualité des issues au chômage. En effet, l'individu peut sortir du chômage pour accéder à un emploi dit traditionnel, à durée indéterminée ou déterminée, ou pour accéder à un emploi aidé (mesures publiques pour l'emploi). Les estimations économétriques portent sur des données françaises issues de l'enquête *Panel Téléphonique* du CEREQ (Centre d'Études et de Recherches sur les Qualifications, France). Cette enquête retrace notamment l'accès au premier emploi de jeunes sortis du système éducatif sans le baccalauréat général et informe sur les modes d'insertion utilisés pour trouver cet emploi.

L'article comprend deux parties. La première présente le modèle structurel à intensité et stratégies de recherche endogènes. La seconde expose les résultats et commentaires tirés des estimations économétriques.

1. LE MODÈLE STRUCTUREL DE PROSPECTION D'EMPLOI À MODES DE RECHERCHE ENDOGÈNES

1.1 *Hypothèses du modèle structurel*

Quelques travaux microéconométriques ont montré que les modes d'insertion pouvaient être intégrés dans des modèles de recherche d'emploi. Ainsi, Bull, Ornati et Tedeshi (1987) ont présenté l'action d'un intermédiaire privé dans le cadre d'un modèle de recherche des employeurs. De leur côté, Fougère, Pradel et Roger (1996) ont pris en compte le rôle des mises en relation de l'ANPE (Agence Nationale Pour l'Emploi) sur le taux de sortie du chômage. Ces deux études ont conclu à un impact significatif des intermédiaires sur la probabilité de pourvoir un poste vacant ou d'accéder à l'emploi. Dans les deux cas toutefois, une représentation relativement simplifiée des modes de recherche a été privilégiée en ne retenant qu'un seul type d'intermédiation, l'intermédiation institutionnelle privée ou publique, concurrente des procédures marchandes. Nous proposons ici d'élargir la gamme de choix des modes de recherche et d'intégrer ces choix dans un modèle de recherche à intensité endogène (Mortensen, 1986).

Le modèle présenté ici reprend les principales hypothèses du modèle séquentiel à intensité endogène. La recherche d'emploi s'effectue en environnement stationnaire, les individus sont supposés neutres au risque et homogènes. Les caractéristiques des postes vacants sont connues de tous les demandeurs d'emploi, hormis le salaire offert, noté w . Celui-ci se définit comme une variable aléatoire ayant une fonction de densité $f(w)$ et une fonction de répartition $F(w)$ connues.

Le comportement de recherche d'emploi est modélisé à travers l'effort consenti par chaque chômeur lors de sa recherche. Cet effort noté s définit avec quelle

intensité l'individu recherche un emploi. Il peut être mesuré par le temps effectif consacré à la recherche, par le nombre de contacts par période ou par le nombre de modes de recherche mobilisés (Devine et Kiefer, 1991). Les deux premiers critères de mesure n'étant pas observables dans l'enquête *Panel Téléphonique* utilisée dans les estimations, le dernier indicateur est ici retenu et l'effort de recherche s représente donc l'effet de l'intensité d'exploitation des modes. Cet effort influence directement et positivement le nombre d'offres d'emploi qui parviennent à l'individu à chaque période et relève d'une procédure de choix de la part des demandeurs d'emploi en fonction de leurs caractéristiques individuelles.

L'effort individuel de recherche, pris en compte par les modèles à intensité endogène, n'est cependant pas suffisant pour caractériser de façon exhaustive le comportement de recherche des individus. Selon Kahn et Low (1990), la recherche d'emploi est avant tout une recherche d'information. La collecte de cette information sur les postes vacants, rendue indispensable par la forte incertitude régnant sur le marché du travail, dépend pour ces auteurs non seulement de l'effort de recherche mais aussi de la combinaison des modes de recherche mobilisés par les individus. Ces modes permettent en effet : soit de contacter un employeur déjà connu (réactualisation et développement d'une information existante), soit de contacter de nouvelles entreprises (création d'information). Dans les deux cas, les modes permettent d'augmenter le stock d'information dont l'individu dispose. À la manière de Barron et Mellow (1979), il est possible de définir une fonction de production d'information. Cette fonction a ici pour inputs les modes de recherche choisis par le demandeur d'emploi et pour output q la quantité d'information (inobservable) produite grâce à la technologie de recherche adoptée. Cette fonction doit tenir compte de deux particularités concernant ses inputs (Clark, 1999). Le choix d'un mode de recherche peut en effet être suspecté d'une part d'endogénéité (existence possible de biais de sélection) et d'autre part de dépendance vis-à-vis des autres modes (remise en cause de l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes). Afin de traiter ces deux problèmes, les inputs de la fonction de production d'information ne se limitent pas à des variables binaires de choix des différents modes de recherche mais sont les probabilités de choix des modes calculées à partir des prédicteurs de l'estimation du probit trivarié (cf. section 2). De plus, une spécification translog de la fonction de production d'information est retenue pour rendre compte des possibles externalités liées à la combinaison des modes de recherche. La fonction de production d'information s'écrit donc :

$$q = \sum_{j=1}^3 \beta_j p_j + \sum_{j=1}^3 \gamma_{jj} p_j^2 + \sum_{j \neq k} \gamma_{jk} p_j p_k$$

où q = quantité d'information produite grâce à la mobilisation des modes de recherche;

p_j = probabilité que l'individu choisisse le mode de recherche j ;

avec $j = 1$ si l'individu choisit de passer par un intermédiaire institutionnel;
 $j = 2$ s'il choisit les procédures marchandes
 et $j = 3$ si l'individu passe par son réseau social.

Cette forme fonctionnelle permet de rendre compte des éventuelles économies d'échelle (coefficients γ_{jj}) et économies d'envergure (coefficients γ_{jk}) liées aux combinaisons des modes.

À chaque séquence de recherche, dt , t étant la durée de la recherche, le demandeur d'emploi reçoit au maximum une offre d'emploi selon un processus de Poisson de paramètre λ . Le taux d'arrivée des offres s'écrit :

$$\lambda(s, q) = s + q^{1+\alpha} .$$

Le taux d'arrivée des offres d'emploi dépend donc positivement à la fois de l'effet d'intensité individuelle d'exploitation des modes de recherche (s) et des effets de combinaison des modes (q). En effet, les demandeurs d'emploi peuvent déployer le même effort de recherche mais adopter une technologie de production d'information différente et donc ne pas avoir la même probabilité de recevoir une offre d'emploi. Au final, un investissement important dans la recherche et une collecte d'information étendue assurent une probabilité plus forte de recevoir une offre d'emploi. L'influence de la production d'information sur le taux d'arrivée des offres est cependant plus ou moins importante selon les effets d'efficacité liés à la technologie de recherche à travers le paramètre d'échelle α . Ces effets peuvent se produire *ex ante* (en amont de la mise en relation avec un employeur) ou *ex post* (suite à cette mise en relation).

Ex ante, ils relèvent de la nature même des modes de recherche ou des dispositions institutionnelles. Ainsi, le passage par le réseau social peut entraîner des externalités (Marry, 1992) : la première personne contactée peut devenir un pont relationnel en diffusant l'information à d'autres individus. Ces derniers sont alors de nouveaux maillons de la chaîne de relations et intègrent le réseau social. Ces externalités inobservables permettent d'augmenter l'efficacité du réseau social en contournant certains coûts d'entrée. De la même manière, les récentes conventions de coopération existantes entre l'ANPE et les autres organismes de placement (Accord Cadre¹, 1994), notamment les agences d'intérim, permettent une diffusion plus large et plus rapide de l'information et donc facilitent les passages entre les différents services.

Ex post, des effets d'efficacité dans la mobilisation des modes peuvent également être mis en évidence. Lorsque la technologie de recherche aboutit à une rencontre entre un offreur et un demandeur d'emploi, même si cette rencontre ne se concrétise pas par une embauche, l'entretien permet au demandeur d'emploi

1. L'Accord Cadre signé, en 1994, entre l'ANPE et les organismes de travail temporaire (PROMAT : syndicat des professionnels du travail temporaire et UNETT : union nationale des entreprises de travail temporaire) prévoit d'améliorer l'information des demandeurs d'emploi en leur donnant accès dans les Agences Locales pour l'Emploi aux offres proposés par les agences d'intérim.

d'accumuler de nouvelles informations. Ces informations peuvent porter strictement sur le poste à pourvoir, mais également sur un poste futur ou plus largement sur le secteur économique de l'entreprise. Dans ces deux derniers cas, le demandeur d'emploi pourra ajuster sa technologie de recherche en fonction des dernières informations collectées.

Au total, *ex ante* comme *ex post*, les effets d'efficience permettent de réorienter la technologie de recherche en favorisant l'exploitation d'autres modes. Le paramètre α peut donc se définir comme la probabilité moyenne que la technologie de recherche adoptée au départ entraîne l'exploitation d'autres modes ($0 \leq \alpha \leq 1$). Ces effets augmentent la quantité d'information collectée en élevant la productivité marginale attendue de chaque input de la fonction de production, q .

La fonction de coût de recherche est une fonction convexe et croissante de l'intensité de recherche. Elle dépend également de la production d'information : plus l'individu mobilise de modes de recherche pour prospecter le marché, plus les coûts sont élevés. Mais les coûts de combinaison des modes de recherche sont plus ou moins réduits selon le degré des effets d'efficience de la technologie de recherche adoptée. Si ces effets sont importants, ils permettent au demandeur d'emploi d'économiser du temps de recherche, voire de contourner certains droits d'entrée (en matière de réseau notamment).

La fonction de coût s'écrit donc : $c(s, q) = s^2 q^{1-\alpha}$,

$$\begin{aligned} \text{avec } c(0) &= 0 & c'(s) &> 0 & c'(q) &> 0 \\ c''(0) &= 0 & c''(s) &> 0 & c''(q) &> 0. \end{aligned}$$

À chaque séquence de recherche dt , l'individu recevant une offre peut l'accepter et stopper sa recherche ou la refuser et continuer à chercher un emploi. Les offres refusées sont automatiquement perdues.

1.2 Détermination du salaire de réserve et de l'intensité optimale

Afin de déterminer la règle d'arrêt de la recherche, l'individu va comparer le bénéfice de la poursuite de l'activité de prospection à celui de l'arrêt de la recherche.

À l'état stationnaire, l'utilité espérée d'une personne employée percevant un salaire w vérifie la relation suivante :

$$W = \frac{1}{1 + rdt} [w + W] \quad (1)$$

où r est le taux d'intérêt du marché, supposé exogène.

Ainsi, l'espérance d'utilité associée à une embauche se définit comme la somme actualisée des salaires perçus durant l'intervalle de temps dt et l'espérance actualisée des gains futurs.

En multipliant l'équation (1) par $1 + rdt$, on obtient :

$$rW = w \quad . \quad (2)$$

Cahuc, Zylberberg (2001) montrent que cette équation peut s'interpréter en terme d'égalité des différentes opportunités de placement d'un actif W . Placé sur le marché financier, cet actif produit rW , à chaque période. Mais, « placé » sur le marché du travail, le même actif produit w .

Parallèlement, l'utilité espérée d'un chômeur vérifiée, à l'état stationnaire :

$$V = \frac{[b - c(s, q)]dt}{1 + rdt} + \frac{1 - \lambda(s, q)dt}{1 + rdt} V + \frac{\lambda(s, q)dt}{1 + rdt} E_w[\text{Max}(V, W)] \quad (3)$$

où b est l'utilité du loisir.

Ainsi, l'espérance d'utilité d'un chômeur est la somme entre le revenu instantané actualisé de l'individu ($b - c(s, q)$), les gains actualisés liés à une embauche (W), cette embauche se réalisant si l'individu reçoit une offre et si cette offre est associée à un salaire supérieur au salaire de réserve de l'individu et les gains actualisés liés à la poursuite de la recherche (V) qui intervient lorsque l'individu ne reçoit pas d'offre ou reçoit une offre au salaire trop bas.

En multipliant l'équation (3) par $1 + rdt$ et en réarrangeant les termes, on aboutit à :

$$rV = b - c(s, q) + \frac{\lambda(s, q)}{r} H(w) \quad (4)$$

$$\text{où } H(w) = \int_{w^*}^{+\infty} 1 - F(w) dw \quad .$$

En résolvant le programme d'optimisation dynamique par le principe d'optimalité de Bellman², on définit le salaire de réserve, w^* et l'intensité optimale de recherche, s^* (cf. démonstration en annexe 1).

$$w^* = b + s^2 q^{1-\alpha} + 2sq^2 \quad (5)$$

où q est fonction du choix des modes de recherche

$$\text{et } s^* = \frac{1}{2rq^{1-\alpha}} H(w) \quad . \quad (6)$$

Un simple exercice de statique comparative permet d'évaluer l'effet total de l'augmentation de la production d'information sur le taux de sortie du chômage. Le taux instantané de sortie du chômage, θ , se définit comme le produit du taux d'arrivée des offres et de la probabilité de se voir proposer un salaire supérieur au salaire de réserve. On a donc :

2. Les individus maximisent leur espérance d'utilité indirecte sous l'hypothèse que leurs décisions à toutes les dates futures t sont optimales, étant donné leur information à ces dates t .

$$\theta = \lambda(s, q) (1 - F(w)) \quad . \quad (7)$$

En calculant la dérivée totale de θ par rapport à q , on trouve l'impact d'une variation de q sur le taux de sortie du chômage qui s'exprime de la façon suivante :

$$\frac{d\theta}{dq} = \underbrace{(1 - F(w)) \frac{ds^*}{dq}}_A + \underbrace{(1 + \alpha) q^\alpha (1 - F(w))}_{B} - \underbrace{(s + q^{1+\alpha}) f(w) \frac{dw^*}{dq}}_C \quad . \quad (8)$$

Les termes A et C sont négatifs tandis que le terme B (effet direct d'une hausse de q sur le taux de sortie du chômage) est positif. L'effet total d'une hausse de q dépend donc de la comparaison entre $A + C$ et B. Trois cas se posent :

- si $A + C = B$, l'effet total est nul et une augmentation de la production d'information n'a pas d'influence sur le taux de sortie du chômage;
- si $A + C < B$, une augmentation de la production d'information aura un effet positif sur le taux de sortie en favorisant une sortie plus rapide du chômage;
- si $A + C > B$, une hausse de q diminuera le taux de sortie du chômage.

L'effet total d'une hausse de q est donc indéterminé. Pour lever cette indétermination, nous proposons d'estimer économétriquement les paramètres structurels du modèle.

2. L'ESTIMATION DES PARAMÈTRES STRUCTURELS DU MODÈLE

2.1 Description de la base de données

Les données utilisées proviennent d'une enquête française nommée *Panel Téléphonique* réalisée par le CEREQ. Cette enquête concerne des jeunes sortis du système éducatif sans le baccalauréat général en 1989 et interrogés chaque année jusqu'en 1993.

Les personnes enquêtées sont donc relativement peu diplômées puisqu'elles détiennent au maximum un baccalauréat professionnel et que 16 % d'entre elles ont un diplôme inférieur au CAP (majoritairement des non-diplômés).

Grâce au suivi longitudinal des individus, il est possible de déterminer pour tous les conditions d'accès au premier emploi. La durée moyenne de la primo-insertion est supérieure à un an. Durant le chômage, 79 % des individus ont eu recours à un intermédiaire institutionnel, 76 % ont utilisé les procédures marchandes et 39 % sont passés par le réseau social. On peut donc en déduire que certains chômeurs ont combiné plusieurs méthodes pour trouver un emploi. Suite à la recherche d'emploi, près d'un cinquième des individus ont accédé à un emploi aidé (contrat d'apprentissage, de qualification, contrat emploi solidarité), subventionné par l'État.

TABLEAU 1
DESCRIPTIONS DES DONNÉES UTILISÉES

| | Transition vers le 1^{er} emploi |
|--|---|
| Effectif concerné | 2 514 |
| Nombre de personnes ayant accédé à l'emploi | 2 514 |
| Durée d'accès à l'emploi (en mois) | 12,8 |
| <i>Caractéristiques individuelles (en %) :</i> | |
| HOM : Être de sexe masculin | 51,1 |
| CEL : Être célibataire | 80,1 |
| RESP : Résider chez ses parents | 85,3 |
| PFRANC : Avoir des parents français | 86,6 |
| PEMPL : Avoir un père actif | 71,9 |
| MEMPL : Avoir une mère active | 68,8 |
| NDIPL : Être non-diplômé ou titulaire d'un diplôme inférieur au CAP | 16,2 |
| CAP : Être titulaire d'un CAP | 42,3 |
| BEP : Être titulaire d'un BEP | 25,7 |
| BAC : Détenir un baccalauréat | 15,8 |
| EXP : Expérience (nombre de mois en emploi) | 0 |
| <i>Modes de recherches mobilisés :</i> | |
| INTERM : Intermédiaires publics | 78,7 |
| MARCHE : Procédures marchandes | 76,7 |
| RESEAU : Réseau social | 39,2 |
| INTENS : Nombre de modes utilisés | 1,5 |
| <i>Caractéristiques des emplois obtenus (en %) :</i> | |
| TRAD : Avoir occupé un emploi en CDI ou CDD | 80,9 |
| AIDE : Occuper un emploi aidé | 19,1 |
| SAL : Salaire (en francs) | 4 197,7 |

NOTE : Le CAP est un diplôme de l'enseignement technique court de niveau inférieur au BEP, lui-même étant inférieur au baccalauréat technique.

2.2 Estimation du choix de l'intensité et des modes de recherche

2.2.1 Choix de l'effort de prospection

Le modèle structurel suppose que les individus choisissent leur intensité de recherche en fonction de leurs attributs personnels. Le nombre de modes d'insertion utilisés par les individus pour rechercher un emploi, indicateur de l'intensité de recherche, est donc susceptible de dépendre de certaines caractéristiques, comme le niveau de diplôme (CAP, BEP, BAC), le statut des parents (PEMPL, MEMPL), le sexe du demandeur d'emploi (HOM) et la situation familiale (RESP, CEL).

En raison du caractère discret et ordinal de la variable retraçant l'intensité de recherche (INTENS), une estimation à l'aide d'un probit ordonné est menée. Pour tenir compte d'un éventuel biais d'hétéroscédasticité, l'estimation du probit ordonné est effectuée en ayant recours à la correction de White (1982). Elle fournit les résultats économétriques consignés dans le tableau 2.

TABLEAU 2

ESTIMATION ÉCONOMÉTRIQUE DU PROBIT ORDONNÉ

| Variable expliquée : nombre de modes mobilisés | Coefficient | t de Student |
|--|-------------|----------------------|
| Constante | 1,845 | 1,905* |
| HOM : Être de sexe masculin | -0,047 | -1,234 ^{ns} |
| CEL : Être célibataire | 0,117 | 1,991** |
| RESP : Résider chez ses parents | 0,083 | 1,923* |
| PFRANC : Avoir des parents français | 0,044 | 1,459 ^{ns} |
| PEMPL : Avoir un père actif | 0,191 | 1,956** |
| MEMPL : Avoir une mère active | -0,011 | -0,832 ^{ns} |
| NDIPL : Être non-diplômé | ref. | |
| CAP : Être titulaire d'un CAP | 0,020 | 2,837*** |
| BEP : Être titulaire d'un BEP | 0,142 | 3,663*** |
| BAC : Être titulaire d'un baccalauréat | 0,192 | 2,097** |
| Log de vraisemblance | -1 381,645 | |
| Pourcentage de prédictions correctes | 92 % | |
| Nombre d'observations | 1 583 | |

NOTE : Avec *** : significatif à 1 %, ** : significatif à 5 %, * : significatif à 10 %, ns : non significatif.

L'estimation du choix de l'effort conduit à des résultats robustes (92 % de prédictions correctes) et conclut à l'impact discriminant de plusieurs attributs personnels, notamment du niveau de diplôme.

Le calcul des effets marginaux de chaque variable ayant un impact significatif sur le choix de l'effort donne les résultats suivants.

TABLEAU 3
EFFETS MARGINAUX

| Variables explicatives | INTENS = 1 | INTENS = 2 | INTENS = 3 |
|-------------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| CEL (**) | -0,0413 | 0,0036 | 0,0377 |
| RESP (*) | -0,0292 | 0,0026 | 0,0267 |
| PEMPL (**) | -0,0671 | 0,0059 | 0,0612 |
| CAP (***) | -0,0071 | 0,0061 | 0,0622 |
| BEP (***) | -0,0682 | 0,0060 | 0,0765 |
| BAC (**) | -0,1262 | 0,0111 | 0,1150 |

NOTE : Avec *** : significatif à 1 %, ** : significatif à 5 %, * : significatif à 10 %, ns : non significatif.

Le tableau 3 souligne qu'être célibataire (CEL), résider chez ses parents (RESP) ou avoir un père actif (PEMPL) augmente la probabilité d'utiliser plusieurs modes de recherche. Les individus ayant de tels attributs font en effet face à des charges financières moins importantes et peuvent adopter une recherche plus coûteuse consistant à multiplier les canaux d'information.

De même, on note un effet très significatif du niveau de diplôme : plus ce niveau s'élève, plus la probabilité d'utiliser un seul mode diminue et plus celle de mobiliser plusieurs modes augmente. Il semble donc que les plus diplômés déploient un effort supérieur dans la recherche. Cet impact peut provenir du fait que ces individus subissent durant la période de chômage un coût d'opportunité important. En effet, ils auraient pu prétendre à des salaires plus élevés que les autres demandeurs d'emploi. De plus, ils sont plus sensibles au risque de détérioration du capital humain. Pour ces raisons, ils ont intérêt à sortir plus rapidement du chômage et doivent pour cela déployer une plus forte intensité de recherche.

Les résultats économétriques concluent donc à l'endogénéité du choix de l'effort déployé durant la recherche. Pour tenir compte de cette caractéristique et éviter les biais d'estimation lors de l'analyse de la durée du chômage, nous proposons d'adopter la *méthode des variables instrumentales* proposée par Heckman et Robb (1985). Cette procédure consiste à considérer que la prédiction donnée par le probit ordonné peut servir d'instrument dans la deuxième étape de l'estimation (analyse

des paramètres structurels du modèle). Nous choisissons ici d'intégrer dans la deuxième étape la valeur prédite de l'intensité de recherche calculée à partir du probit ordonné, notée *INTENSP*, qui prendra les valeurs 1, 2 et 3. Il est cependant nécessaire de noter que l'introduction de valeurs prédites dans l'estimation des paramètres structurels du modèle peut conduire à des biais qui risquent de surestimer les *t* de Student (Murphy et Topel, 1985). Pourtant, ces biais ne peuvent être corrigés de manière efficace lorsque les variables analysées ne sont pas continues (Greene, 1998) et lorsque plusieurs valeurs prédites sont introduites (ici, choix de l'effort et choix des modes d'insertion). La seule méthode efficace serait d'estimer conjointement le choix de l'effort, le choix des modes et la durée du chômage, et donc de raisonner en information complète. Mais, une telle procédure imposerait une forme fonctionnelle de type lognormale aux durées ce qui serait contraire à l'hypothèse de stationnarité de l'environnement faite dans le modèle.

2.2.2 Choix des modes de recherche

Au-delà de l'effort déployé par les individus durant la recherche d'emploi, les individus doivent aussi procéder à un choix parmi l'ensemble des modes de prospection disponibles à savoir : les intermédiaires institutionnels, les procédures marchandes et le réseau. Or, on soupçonne que cette procédure de choix des modes n'est pas aléatoire mais dépend des caractéristiques individuelles. Au-delà de l'éventuelle endogénéité des choix des modes, il est aussi probable que l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes généralement adoptée soit violée du fait de la combinaison possible des modes.

Afin de résoudre ces deux difficultés, nous procédons à l'estimation d'un probit trivarié (Greene, 1997). Ce modèle permet en effet d'estimer conjointement les choix des modes. Ainsi, il existe pour chaque choix *j* de mode de recherche (*j* = 1 si le demandeur d'emploi utilise les intermédiaires institutionnels, *j* = 2 s'il utilise les procédures marchandes et *j* = 3 s'il utilise le réseau social) une variable latente inobservée y_i^* et un vecteur X_i de variables explicatives telle que :

$$y_i^*(j) = \beta_j(j)'X_i(j) + \varepsilon_i(j)$$

$$\text{avec } E(\varepsilon_i) = 0 \quad \text{Var}(\varepsilon_i) = 1 \quad \text{Cov}(\varepsilon_{(j)}, \varepsilon_{(k)}) = \rho_{jk} .$$

Les erreurs des trois équations sont donc distribuées de façon conjointe et non plus de manière indépendante comme dans les probits binaires. Les coefficients ρ_{jk} reflètent la corrélation pouvant exister entre les termes d'erreur des trois équations de choix.

Le choix des modes dépend des besoins informationnels des demandeurs d'emploi et donc de leurs attributs personnels. Ces attributs regroupent le sexe (HOM), la situation familiale (CEL, RESP), la nationalité (PFRANC), le statut des parents (PEMPL, MEMPL) et le niveau de diplôme (CAP, BEP, BAC).

TABLEAU 4

RÉSULTATS DE L'ESTIMATION DU PROBIT TRIVARIÉ

| Variabiles dépendantes | Variabiles explicatives | Coefficients | t de Student |
|--------------------------------------|--|--------------|----------------------|
| INTERM | HOM : Être de sexe masculin | 0,245 | 1,937* |
| | CEL : Être célibataire | -0,369 | -1,950** |
| | RESP : Résider chez ses parents | 0,008 | 2,001** |
| | PFRANC : Avoir des parents français | 0,003 | 1,898* |
| | PEMPL : Avoir un père actif | -0,426 | -2,176** |
| | MEMPL : Avoir une mère active | 0,147 | 1,562 ^{ns} |
| | CAP : Être titulaire d'un CAP | -0,036 | -2,515*** |
| | BEP : Être titulaire d'un BEP | -0,043 | -2,673*** |
| | BAC : Être titulaire d'un baccalauréat | -2,473 | -3,719*** |
| MARCHE | HOM : Être de sexe masculin | -0,085 | -1,934* |
| | CEL : Être célibataire | -0,001 | -1,986** |
| | RESP : Résider chez ses parents | -0,028 | -1,892* |
| | PFRANC : Avoir des parents français | 0,460 | 2,004** |
| | PEMPL : Avoir un père actif | 0,047 | 1,929* |
| | MEMPL : Avoir une mère active | -0,002 | -1,310 ^{ns} |
| | CAP : Être titulaire d'un CAP | 0,013 | 2,561*** |
| | BEP : Être titulaire d'un BEP | 0,061 | 2,648*** |
| | BAC : Être titulaire d'un baccalauréat | 1,044 | 4,002*** |
| RESEAU | HOM : Être de sexe masculin | 0,210 | 1,875* |
| | CEL : Être célibataire | 0,009 | 1,901* |
| | RESP : Résider chez ses parents | 0,035 | 1,983** |
| | PFRANC : Avoir des parents français | -0,001 | -1,216 ^{ns} |
| | PEMPL : Avoir un père actif | 1,762 | 1,987** |
| | MEMPL : Avoir une mère active | 0,089 | 1,900* |
| | CAP : Être titulaire d'un CAP | 0,021 | 2,269** |
| | BEP : Être titulaire d'un BEP | 0,074 | 2,706*** |
| | BAC : Être titulaire d'un baccalauréat | 0,936 | 5,428*** |
| | ρ_{12} | -0,232 | -4,479 *** |
| | ρ_{23} | -0,536 | -3,626 *** |
| | ρ_{13} | 0,312 | 6,570*** |
| Log de vraisemblance | | -2 938,47 | |
| Pourcentage de prédictions correctes | | 90,4 % | |
| Nombre d'observations | | 1 583 | |

NOTE : Avec *** : significatif à 1 %, ** : significatif à 5 %, * : significatif à 10 %, ns : non significatif.

L'analyse des résultats économétriques consignés dans le tableau 4 amène à deux conclusions. Premièrement, on met en évidence l'influence significative de plusieurs caractéristiques individuelles sur le choix des modes d'insertion. Ainsi, les hommes (HOM) semblent privilégier la recherche par les intermédiaires ou le réseau par rapport aux procédures marchandes. De plus, être célibataire (CEL), résider chez leurs parents (RESP) ou avoir des parents actifs (PEMPL, MEMPL) augmentent la probabilité de mobiliser les réseaux de relations. Les individus possédant de telles caractéristiques n'ont pas de charges familiales importantes, peuvent bénéficier de l'aide financière de leur famille durant leur recherche mais surtout utiliser les réseaux de leurs parents. En effet, les réseaux familiaux sont plus riches et étendus lorsque les parents ont un emploi, par rapport à ceux étant au chômage ou en inactivité (Degenne et Forsé, 1994).

Les estimations soulignent surtout le rôle dominant du niveau de diplôme. En effet, en prenant comme référence les individus les moins diplômés, c'est-à-dire ceux qui ne disposent d'aucun diplôme ou qui ont un diplôme inférieur au CAP, le tableau 4 montre que les diplômés délaissent les intermédiaires institutionnels au profit des deux autres modalités de recherche. Les personnes faiblement diplômées s'orientent donc quasi exclusivement vers les services de placement. Ces services, notamment les services publics (qui représentent la quasi totalité des intermédiaires pour l'accès au premier emploi dans le *Panel Téléphonique*), leur procurent en effet gratuitement des offres d'emploi et des aides à la recherche (Adnett, 1987). Ils semblent être leur dernier recours puisque ces individus sont exclus des deux autres modes. Ils disposent en effet d'un réseau moins développé, la densité et l'étendue du réseau augmentant avec le niveau de capital humain (Marry, 1992) et leur absence de diplôme risque d'agir comme un signal négatif à l'embauche en reflétant aux yeux des employeurs une faible productivité dans l'emploi. Au contraire, les agences de placement se révèlent être peu adaptées aux besoins des diplômés puisqu'elles fournissent en majorité des offres d'emploi peu qualifiées (Lizé, 1997). On constate d'ailleurs dans le tableau 4 que plus le niveau de diplôme augmente et plus la probabilité d'utiliser les intermédiaires diminue. Les diplômés utilisent donc davantage le réseau et les procédures marchandes. Cependant, les titulaires d'un diplôme de type CAP ou BEP optent en priorité pour le réseau social alors que les titulaires d'un baccalauréat choisissent davantage les procédures marchandes que le réseau. Ce résultat peut être interprété par le fait que le baccalauréat professionnel ou technique est un signal rapidement lisible des compétences et donc facilement mis en valeur par les candidatures spontanées et les petites annonces. Les procédures marchandes sont alors plus efficaces que tout autre mode pour transmettre l'information pour ce niveau de diplôme.

La deuxième conclusion que l'on peut tirer du tableau 4 est que les coefficients de corrélation des erreurs du probit trivarié sont significativement différents de zéro. L'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes est donc levée, c'est-à-dire que les choix des modes de recherche ne dépend pas uniquement des attributs propres à ces choix mais également de l'existence d'autres alternatives.

L'estimation des choix des modes concluent donc à leur endogénéité et à leur interdépendance. Pour prendre en compte ces deux caractéristiques, nous adoptons, comme pour l'effort de recherche, la *méthode des variables instrumentales*. Les probabilités calculées à partir des prédicteurs de l'estimation trivariée sont sauvegardées (p_i) puis introduites comme inputs de la fonction de production d'information.

2.3 Estimations des paramètres structurels du modèle

Pour réfuter les prédictions du modèle de recherche construit, deux techniques d'estimation peuvent être adoptées (Narendranathan et Nickell, 1989) : une analyse de forme réduite et une analyse de forme structurelle. Nous adoptons ici la deuxième approche qui permet d'estimer les paramètres structurels du modèle et nécessite l'emploi de la méthode du maximum de vraisemblance (Lancaster, 1990).

2.3.1 Détermination de la vraisemblance

La détermination de la vraisemblance se base sur les hypothèses faites dans le modèle exposé à la section 1. Ce modèle suppose que l'environnement de recherche est stationnaire, ce qui impose que les durées individuelles t_i sont distribuées selon une loi exponentielle (à hasard constant dans le temps).

En outre, le taux de hasard se définit comme : $\theta = \lambda(s, q) (1 - F(w))$. Le taux de sortie du chômage ne dépend donc que du comportement de recherche et des salaires offerts qui sont supposés être distribués selon une loi exponentielle³. Or, si les attributs individuels et notamment le niveau de capital humain influencent le choix de l'effort et des modes de prospection, ils peuvent aussi avoir un impact direct sur la durée du chômage. Pour tenir compte de ce possible effet, nous proposons de mener l'analyse économétrique sur des sous-échantillons de la population enquêtée. Cependant, pour que les estimations soient possibles, les sous-échantillons doivent contenir un nombre suffisant d'observations. Cette contrainte nous impose de réaliser la partition uniquement en fonction du niveau de diplôme obtenu par les individus, cette variable ayant probablement un effet important sur le taux de hasard. Trois sous-groupes sont ainsi construits : le groupe des personnes ayant un niveau inférieur au CAP (sans diplôme et certificat d'études primaires), le groupe des titulaires d'un CAP et le groupe des individus ayant obtenu un diplôme supérieur ou égal au BEP (BEP + BAC).

Au-delà des caractéristiques observables, il est aussi nécessaire de tenir compte d'une possible hétérogénéité individuelle inobservable. Nous proposons des termes d'hétérogénéité inobservable notés v_i . Suivant Van den Berg (2001), nous supposons que ces termes sont distribués selon une loi *gamma* de moyenne 0 et de variance σ^2 .

3. On a donc : $F(w_i) = 1 - \exp\{-\xi w_i\}$.

D'après Greene (1997), la fonction de survie, notée $S(t_i)$ et intégrant ces termes, s'écrit : $S(t_i) = [1 + \sigma^2 (\theta_i t_i)]^{-1/\sigma^2}$ et le hasard devient : $\theta(t_i) = \theta_i [S(t_i)]^{\sigma^2}$.

Enfin, tous les individus accèdent à l'emploi si bien qu'aucune durée observée n'est censurée. Sachant que près de 20 % des individus accèdent à un emploi aidé, nous proposons de tenir compte de l'hétérogénéité des issues au chômage (Joutard et Werquin, 1992) en distinguant l'accès aux emplois aidés de celui aux emplois « traditionnels » à durée déterminée ou indéterminée. La fonction de vraisemblance (exprimée en logarithme) d'un modèle de durée à deux issues s'écrit de la manière suivante :

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \text{TRAD}_i \ln(\theta_{1i}) + \text{AIDE}_i \ln(\theta_{2i}) + \ln S(t_i)$$

où TRAD est une variable binaire égale à 1 si le demandeur d'emploi a obtenu un emploi en CDD ou CDI, considérée comme l'issue 1;

AIDE est une variable dichotomique égale à 1 si la personne a bénéficié d'un emploi aidé (issue 2)

et θ_{1i} et θ_{2i} sont les taux de hasards associés à chaque issue.

Or, Lancaster (1990 : 106-107) souligne que l'estimation d'un modèle à risques concurrents dépendants pose plusieurs problèmes d'identification. Han et Hausman (1990) montrent que ces problèmes peuvent être dépassés en utilisant une méthode d'estimation par un probit ordonné multivarié et en supposant les hasards constants par morceaux, à condition qu'au moins deux des variables expliquant la durée du chômage soient continues. Or, dans notre cas, le taux de hasard dépend d'une seule variable continue : le salaire offert w . L'estimation d'un modèle à risques concurrents dépendants peut donc poser ici des problèmes d'identification. Face à cette difficulté, nous choisissons de considérer les deux issues au chômage comme indépendantes, bien que cette hypothèse soit probablement assez forte. Sachant que les durées suivent une loi exponentielle, c'est-à-dire que les intensités de transitions sont proportionnelles, Lancaster (1990) démontre que le modèle à destinations multiples peut être estimé comme un modèle de durée à une seule destination en considérant les autres observations comme censurées par rapport à cette destination.

On estime donc les fonctions de vraisemblance suivantes :

$$\ln L_{\text{TRAD}} = \sum_{i=1}^n \text{TRAD}_i \ln \theta_i - \ln(1 + \sigma^2 \theta_i t_i) \left(\text{TRAD}_i + \frac{1}{\sigma^2} \right)$$

$$\text{et } \ln L_{\text{AIDE}} = \sum_{i=1}^n \text{AIDE}_i \ln \theta_i - \ln(1 + \sigma^2 \theta_i t_i) \left(\text{AIDE}_i + \frac{1}{\sigma^2} \right) .$$

Le taux de hasard s'écrit : $\theta_i = [s + q]^{1+\alpha} \exp\{-\xi w_i\}$

avec $s = INTENSP$: valeur prédite de l'intensité de recherche choisie par les individus

et $q = \sum_{j=1}^3 \beta_j p_j + \sum_{j=1}^3 \gamma_{jj} p_j^2 + \sum_{j \neq k} \gamma_{jk} p_j p_k$, les p_j étant les probabilités estimées de choix des modes, j , calculées à partir de l'estimation du probit trivarié.

Pour chaque issue, nous estimerons donc les paramètres suivants :

- b_1 : effet de l'intensité de recherche sur la durée du chômage;
- b_2 : effet de la production d'information, q , sur la durée du chômage;
- β_j : effet du mode j sur la production d'information;
- γ_{jk} : effet croisé des modes j et k sur la production d'information;
- γ_{jj} : effet d'échelle lié à l'exploitation du mode j sur la production d'information;
- ξ : paramètre de la fonction de distribution des salaires;
- α : efficience de la recherche d'emploi

et σ^2 : variance gamma. Si ce terme n'est pas significativement différent de zéro, on rejettera l'hypothèse de présence d'hétérogénéité individuelle inobservable.

2.3.2 Résultats

Les estimations des fonctions de vraisemblable sur les sous-groupes déterminés en fonction du diplôme donnent les résultats consignés dans le tableau 5.

Les résultats économétriques exposés dans le tableau 5 montrent que l'intensité de recherche déployée par l'individu au cours de la période a un effet négatif sur la durée d'accès à l'emploi, quel que soit le type d'emploi trouvé et le niveau de diplôme. Un effort de recherche important permet en effet au demandeur d'emploi d'augmenter le nombre de contacts avec des employeurs potentiels et accélère la sortie du chômage, en dépit de coûts de recherche plus élevés. Pourtant, cet impact négatif sur la durée d'accès à l'emploi est significativement plus important pour l'accès à l'emploi traditionnel. Un demandeur d'emploi déployant un effort élevé dans sa recherche a donc plus de chances non seulement de sortir rapidement du chômage, mais aussi vers un emploi en CDI ou CDD.

De manière attendue, le salaire a un effet positif sur la durée du chômage. En effet, des prétentions salariales élevées diminuent le nombre d'offres d'emploi acceptables, donc réduisent la probabilité d'accepter une offre.

TABLEAU 5

ESTIMATIONS DES PARAMÈTRES STRUCTURELS DU MODÈLE DE RECHERCHE D'EMPLOI

| | Niveau inférieur au CAP | | | | Niveau : CAP | | | | Niveau supérieur ou égal au CAP | | | |
|---|-------------------------|--------------------|------------------|--------------------|---------------------|--------------------|------------------|--------------------|---------------------------------|-----------------|------------------|-----------------|
| | Emploi traditionnel | | Emploi aidé | | Emploi traditionnel | | Emploi aidé | | Emploi traditionnel | | Emploi aidé | |
| | Coeffi- cient | t de Student | Coeffi- cient | t de Student | Coeffi- cient | t de Student | Coeffi- cient | t de Student | Coeffi- cient | t de Student | Coeffi- cient | t de Student |
| $b_1 = \text{effet de l'intensité de recherche}$ | -4,56 | -6,09*** | -1,98 | -6,12*** | -4,64 | -6,11*** | -2,03 | -6,08*** | -4,48 | -5,94*** | -1,99 | -6,13*** |
| $b_2 = \text{effet de la production d'information } q$ | -0,96 | -4,44*** | 0,53 | 4,27*** | -1,03 | -4,37*** | 0,48 | 4,49*** | -1,97 | -4,46*** | 2,60 | 4,38*** |
| $\beta_1 = \text{effet direct des intermédiaires}$ | -1,07 | -1,89* | -1,11 | -1,94* | -1,10 | -1,85* | -1,06 | -1,92* | -1,13 | -1,89* | -0,98 | -1,91* |
| $\beta_2 = \text{effet direct des proc. marchandes}$ | 1,25 | 2,08** | 0,18 | 1,85* | 1,19 | 2,12** | 0,34 | 1,91* | 1,18 | 2,08** | 0,37 | 1,86* |
| $\beta_3 = \text{effet direct du réseau social}$ | 0,13 | 1,68 ^{ns} | 0,15 | 1,63 ^{ns} | 0,52 | 1,59 ^{ns} | 0,43 | 1,61 ^{ns} | 0,39 | 1,83* | 0,11 | 1,88* |
| $\gamma_{12} = \text{effet croisé intermédiaires / marché}$ | -0,98 | -1,99** | -1,29 | -2,04** | -1,01 | -1,98** | -1,15 | -2,02** | -0,87 | -2,04** | -1,13 | -2,06** |
| $\gamma_{13} = \text{effet croisé intermédiaires / réseau}$ | -1,02 | -2,12** | -0,97 | -2,23** | -1,00 | -2,15** | -0,96 | -2,18** | -1,20 | -2,10** | -0,98 | -2,32** |
| $\gamma_{23} = \text{effet croisé marché / réseau}$ | 4,13 | 3,65*** | 0,42 | 1,91* | 4,18 | 3,72*** | 0,56 | 1,93* | 4,35 | 3,55*** | 0,52 | 1,89* |

TABLEAU 5 (suite)

| | Niveau inférieur au CAP | | | | Niveau : CAP | | | | Niveau supérieur ou égal au CAP | | | |
|--|-------------------------|--------------------|------------------|-----------------|---------------------|--------------------|------------------|--------------------|---------------------------------|--------------------|------------------|--------------------|
| | Emploi traditionnel | | Emploi aidé | | Emploi traditionnel | | Emploi aidé | | Emploi traditionnel | | Emploi aidé | |
| | Coeffi- cient | t de Student | Coeffi- cient | t de Student | Coeffi- cient | t de Student | Coeffi- cient | t de Student | Coeffi- cient | t de Student | Coeffi- cient | t de Student |
| γ_{11} = effet d'échelle inter-médiaires | -3,36 | -1,86* | -3,15 | -2,42** | -3,29 | -1,95** | -3,09 | -2,36** | -3,32 | -1,89* | -3,09 | -2,38** |
| γ_{22} = effet d'échelle proc. marchandes | 0,67 | 1,94* | 0,73 | 1,89* | 0,70 | 1,92* | 0,58 | 1,90* | 0,75 | 1,94* | 0,34 | 1,90* |
| γ_{33} = effet d'échelle réseau social | 4,84 | 1,97** | 1,04 | 1,99** | 4,98 | 1,94* | 1,16 | 1,95** | 4,77 | 1,99** | 0,78 | 2,01** |
| ξ = effet du salaire offert | 0,005 | 2,41** | 0,004 | 2,34** | 0,006 | 2,43** | 0,004 | 2,38** | 0,005 | 2,36** | 0,005 | 2,38** |
| α = effets d'efficience de la technologie | 0,59 | 2,53*** | 0,12 | 2,62*** | 0,65 | 2,66*** | 0,18 | 2,68*** | 0,71 | 2,58*** | 0,20 | 2,62*** |
| σ^2 = gamma variance | 0,32 | 1,34 ^{ns} | 1,31 | 2,02** | 0,45 | 1,26 ^{ns} | 0,36 | 1,41 ^{ns} | 0,33 | 1,27 ^{ns} | 0,47 | 1,38 ^{ns} |
| Log de vraisemblance | -326,18 | | -195,63 | | -1057,98 | | -396,25 | | -764,86 | | -201,53 | |
| Nombre d'observations | 355 | | 355 | | 1 041 | | 1 041 | | 932 | | 932 | |

NOTE : Avec *** : significatif à 1 %, ** : significatif à 5 %, * : significatif à 10 %, ns : non significatif.

Les effets d'efficience propres à la technologie de recherche (α) sont fortement différents selon que l'individu accède à un emploi traditionnel ou aidé. Ainsi, la probabilité que la technologie de production d'information adoptée au départ favorise l'exploitation d'autres modalités de recherche, est beaucoup plus élevée lorsque l'emploi trouvé est un CDI ou un CDD. On peut penser que la moindre efficience de la technologie de recherche pour l'accès aux emplois aidés est liée à la forte spécificité du rôle de l'information sur la durée d'accès à ce type d'emplois (voir *infra*). En effet, l'accès aux emplois aidés semble nécessiter une production d'information moins poussée que pour l'accès aux emplois traditionnels. On note aussi que les effets d'efficience augmentent avec le niveau de diplôme. Il semble donc que les plus diplômés adoptent des stratégies de recherche qui peuvent plus facilement être réorientées selon les besoins et les opportunités.

Les estimations rendent aussi compte de la non-significativité des termes d'hétérogénéité inobservable, hormis pour le groupe des plus faiblement diplômés accédant à un emploi aidé. La durée du chômage s'explique donc surtout par l'hétérogénéité observable des comportements individuels de prospection.

Mais, le principal résultat des estimations tient au fait que l'identification des paramètres du modèle structurel permet de lever l'indétermination théorique concernant l'effet de la production d'information sur la durée du chômage. Cet effet est différent selon l'issue dans l'emploi : q a un effet négatif sur la durée d'accès à l'emploi traditionnel mais positif sur la durée d'accès à l'emploi aidé, quel que soit le niveau de diplôme.

Lorsque l'individu obtient un emploi de type traditionnel, l'effet désincitatif sur l'intensité de recherche de la hausse de q l'emporte sur l'effet positif sur le salaire de réserve. L'information permet au demandeur d'emploi de repérer rapidement les postes à pourvoir et de connaître avec plus ou moins de précision celui-ci ainsi que l'entreprise auprès de laquelle il postule. Ce supplément informationnel peut être le moyen de réduire les risques de mauvais appariement et le temps d'adaptation dans l'entreprise après l'embauche. En outre, la collecte d'information en quantité importante incite le demandeur d'emploi à baisser son effort de recherche car une unité supplémentaire d'information lui procure un bénéfice moindre que ce qu'elle coûte.

Par contre, la production d'information a un effet négatif sur la durée d'accès à l'emploi aidé. La hausse du salaire de réserve induite par une plus forte production d'information n'est pas compensée par une baisse de l'effort de recherche. Ce phénomène peut s'expliquer par le fait que l'accès aux emplois aidés est sélectif et que ces mesures visent un public à risque, souvent exclu des emplois traditionnels. La sélection se fait à partir de critères très explicites : ancienneté au chômage, niveau de diplôme, *etc.* L'accès aux mesures ne nécessite donc pas une collecte d'information très étendue, cette information étant en outre principalement disponible auprès des services publics de placement (*cf.* rôle des intermédiaires). Un supplément d'information peut donc devenir un handicap pour accéder à ce type de mesure. En effet, d'une part, il rend l'individu trop exigeant par rapport au

type de rémunérations pratiquées dans les emplois aidés (inférieures aux salaires des CDI et CDD) et d'autre part, il nécessite un temps de traitement long et peu rentable.

Au-delà de l'impact total d'une hausse de la production d'information sur la durée du chômage, il est possible de déterminer l'impact de chaque mode de recherche. Cet impact dépend non seulement d'un effet direct de la modalité mais également d'un effet indirect provenant de la combinaison des modes.

L'effet total d'un mode j sur la durée du chômage s'écrit donc :

$$\frac{\partial L}{\partial p_j} = b_2 \left(\beta_j + \gamma_{jj} p_j + \sum_{j \neq k} \gamma_{jk} p_k \right) .$$

Ces effets sont calculés au poids moyen de l'échantillon (Belzil, 1994), c'est-à-dire pour les valeurs moyennes des probabilités estimées du choix de chaque mode.

TABLEAU 6

EFFETS NETS DES MODES DE RECHERCHE SUR LA DURÉE DU CHÔMAGE

| | Durée d'accès aux emplois en CDD ou CDI | | | Durée d'accès aux emplois aidés | | |
|------------------|---|-----------------------|---------------|---------------------------------|-----------------------|---------------|
| | Intermé- diaires | Procédures marchandes | Réseau social | Intermé- diaires | Procédures marchandes | Réseau social |
| Inférieur au CAP | + 2,91 | - 1,85 | - 2,08 | - 1,86 | - 0,27 | - 0,17 |
| CAP | + 2,59 | - 3,06 | - 3,67 | - 1,71 | - 0,03 | - 0,03 |
| Supérieur au BEP | + 2,49 | - 3,21 | - 3,87 | - 1,55 | - 0,01 | - 0,05 |

Le tableau 6 rend compte d'une forte hétérogénéité dans les impacts des modes de recherche sur la durée du chômage. Cette hétérogénéité est observable non seulement à l'intérieur du type d'emploi considéré mais aussi entre les deux types d'emploi.

Ainsi, les procédures marchandes et le réseau social ont un impact négatif sur la durée du chômage quel que soit l'emploi obtenu. Mais ces deux modes sont surtout efficaces pour accéder à l'emploi traditionnel et lorsque le niveau de diplôme s'élève, le réseau social aussi. Ces modes permettent en effet d'augmenter de façon significative la production d'information, qu'ils soient utilisés seuls ou combinés. L'estimation économétrique révèle l'existence d'économies d'envergure dans l'association des procédures marchandes et du réseau ($\gamma_{23} > 0$). Ces deux modalités d'insertion semblent en effet être parfaitement complémentaires :

les procédures marchandes permettent de contacter un grand nombre d'entreprises et de créer un vivier d'employeurs potentiels (recherche extensive au sens de Rees, 1966), l'activation des réseaux sociaux permet ensuite de cibler la demande et de sélectionner un nombre restreint d'offres d'emploi en acquérant des informations plus précises sur chacune d'entre elles (recherche intensive). Il existe également des économies d'échelle dans l'utilisation de ces deux modes de recherche (γ_{22} et γ_{33} sont positifs) : la spécialisation dans ces deux modes est donc efficace, en particulier celle dans la mobilisation du réseau social. En effet, la personne contactée va servir de garant dans la relation d'emploi : elle sert de référence à l'employeur qui estime que le demandeur d'emploi aura des caractéristiques proches de la personne qui sert d'intermédiaire et donne accès à des informations très riches et diversifiées à l'individu.

À l'opposé, les intermédiaires institutionnels ne sont pas efficaces pour accéder rapidement à l'emploi traditionnel, surtout lorsque le niveau de diplôme est bas, puisqu'ils diminuent la quantité d'information produite. Cette action négative est due à la fois à un effet direct négatif et à des déséconomies d'échelle ($\gamma_{11} < 0$) et d'envergure (γ_{12} et γ_{13} sont négatifs). Ce résultat semble refléter la forte spécialisation des services publics de placement français dans l'accès aux emplois aidés. En effet, les services publics de placement ont une mission d'information et de conseil aux entreprises et aux demandeurs d'emploi désirant bénéficier d'une mesure publique et sont souvent l'intermédiaire institutionnel obligé pour accéder à ce type d'emplois. L'estimation économétrique confirme que les intermédiaires sont le mode le plus efficace pour sortir rapidement du chômage vers un emploi aidé. Ils se révèlent même être relativement plus efficaces pour les personnes les moins diplômées. Cette action ne résulte pas d'une augmentation de la production d'information (puisque l'utilisation des intermédiaires seuls ou combinés diminue la quantité d'information collectée), mais découle plutôt de leur mission de service public, qui les met souvent en situation de sous-traitant administratif de la relation d'emploi (Lizé, 1997).

De plus, dans le cadre de l'accès aux emplois aidés, l'association des intermédiaires institutionnels avec l'une des deux autres modalités de recherche génère des déséconomies d'envergure qui baissent fortement la quantité d'information collectée. Ces externalités négatives l'emportent même sur l'effet direct et les économies d'échelle de l'utilisation des procédures marchandes ou du réseau social. Au final, le recours à ces deux méthodes provoque une baisse de la quantité d'information. Cette diminution favorisant l'accès à l'emploi aidé, les procédures marchandes et le réseau social ont artificiellement un effet total positif sur le taux de sortie du chômage vers l'emploi aidé.

CONCLUSION

En permettant d'acquérir de l'information sur les postes offerts, les modes de recherche influencent le taux de sortie du chômage. Dans un modèle d'équilibre partiel de recherche à intensité endogène, nous intégrons les modes de recherche

à travers une fonction de production information. Celle-ci a une double influence : elle modifie en effet à la fois le taux d'arrivée des offres d'emploi et la fonction de coût de recherche. Les propriétés d'équilibre du modèle théorique conduisent à un effet ambigu de la production d'information sur les durées du chômage.

En tenant compte de la sélectivité et de l'interdépendance des choix des modes d'insertion, l'estimation économétrique du modèle structurel permet de lever cette indétermination. En raison d'une forte dualité sur le marché du travail, liée à l'existence de mesures publiques pour l'emploi, un modèle de durée à issues concurrentes et indépendantes est estimé. L'impact global de la production d'information sur la durée du chômage est négatif pour l'accès aux emplois dits traditionnels (CDI ou CDD), mais positif pour l'accès aux emplois aidés. En outre, les résultats concluent à des effets fortement discriminants des modes, selon les issues. Ils mettent également en évidence des économies et des déséconomies d'envergure et d'échelle. Au final, le réseau social, et dans une moindre mesure les procédures marchandes, sont les deux modes les plus efficaces pour sortir rapidement du chômage vers un CDI ou CDD. Les intermédiaires institutionnels (principalement les services publics de placement) favorisent un accès rapide aux emplois aidés uniquement, sans permettre une collecte d'information. Cet impact positif sur le taux de sortie du chômage vers les emplois aidés semble être dû en grande partie à leur rôle institutionnel d'information et de sous-traitant des mesures publiques pour l'emploi.

ANNEXE 1

RÉSOLUTION DU PROGRAMME D'OPTIMISATION DYNAMIQUE

D'après le modèle structurel on a :

$$W(w) = \frac{w}{r} \quad (1)$$

$$\text{et } rV = b - c(s, q) + \frac{\lambda(s, q)}{r} H(w) \quad . \quad (2)$$

En réorganisant l'équation (2) on trouve :

$$c(s, q) = b - rV + \frac{\lambda(s, q)}{r} H(w) \quad . \quad (3)$$

En dérivant l'équation (3) par rapport à s , on trouve :

$$c'(s) = \frac{1}{r} H(w) \quad . \quad (4)$$

Si l'on multiplie l'équation (4) par $\lambda(s, q)$ et que l'on additionne membre à membre l'équation obtenue et l'équation (3), on obtient :

$$c(s, q) - (s + q^{1+\alpha}) c'(s) = b - rV \quad (5)$$

$$\Rightarrow s^2 q^{1-\alpha} - (s + q^{1+\alpha}) (2s q^{1-\alpha}) = b - rV \quad . \quad (6)$$

Or, on sait que $w^* = rV$.

L'équation (6) devient :

$$w^* = b + s^2 q^{1-\alpha} + 2s q^2 \quad (7)$$

où q est fonction du choix des modes de recherche.

D'après l'équation (6), on peut déterminer l'intensité optimale de recherche :

$$2s q^{1-\alpha} = \frac{1}{r} H(w) \quad (8)$$

$$\text{et } s^* = \frac{1}{2r q^{1-\alpha}} H(w) \quad . \quad (9)$$

BIBLIOGRAPHIE

- ADNETT, N.J. (1987), « State Employment Agencies and Labour Market Efficiency », *Journal of Development Economics*, 12 : 327-340.
- AHN, N. et A. UGIDOS-OLAZABAL (1995), « Duration of Unemployment in Spain: Relative Effects of Unemployment Benefit and Family Characteristics », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57(2) : 249-264.
- BARRON, J. et W. MELLOW (1979), « Search Effort in the Labor Market », *The Journal of Human Resource*, 14(3) : 389-404.
- BELZIL, C. (1996), « Relative Efficiencies and Comparative Advantages in Job Search », *Journal of Labor Economics*, 14(1) : 154-173.
- BELZIL, C. (1994), « Une analyse empirique de la relation entre la durée de chômage et le salaire offert », *Économie et Prévision*, 113-114 : 171-175.
- BENHABIB, J. et C. BULL (1983), « Job Search: The Choice of Intensity », *Journal of Political Economy*, 91(5) : 747-764.
- BONNAL, L, D. FOUÈRE et A. SÉRANON (1997), « Evaluating the Impact of French Policies on Individual Labour Market Histories », *Review of Economics Studies*, 64 : 683-713.
- BULL, C., O. ORNATI et P. TEDESCHI (1987), « Search, Hiring and Labour Market Intermediaries », *Journal of Labour Economics*, 5(4) : 1-17.
- CAHUC, P. et A. ZILBERBERG (2001), *Le marché du travail*, Ouvertures Économiques, De Boeck Université, 714 p.
- CLARK, A. E. (1999), « Les méthodes de recherche d'emploi des chômeurs dans les pays de l'OCDE », Rapport OCDE, 40 p.
- DEGENNE, A. et M. FORSÉ (1994), *Les réseaux sociaux*, Armand Colin, 288 p.
- DEVINE, T. et N. KIEFER (1991), *Empirical Labor Economics: The Search Approach*, Oxford University Press, New-York, 343 p.
- FOUÈRE, D., J. PRADEL et M. ROGER (1996), « Intensité de recherche d'emploi et taux de sortie de chômage : une analyse économétrique sur données individuelles », *Communication aux 13^e Journées de Microéconomie Appliquée*.
- GIRET, J.F., A. KARAA et J. M. PLASSARD (1996), « Modes d'accès à l'emploi des jeunes et salaires », *Formation Emploi*, 54 : 15-34.
- GRANOVETTER, M.S. (1973), « The Strength of Weak Ties », *American Journal of Sociology*, 81 : 1 287-1 380.
- GREENE, W. (1998), « Gender Economics Courses in Liberal Arts Colleges: Further Results », *Journal of Economic Education*, 29(4) : 291-300.
- GREENE, W. (1997), *Econometric Analysis*, Prentice Hall, London.
- HAN, A. et J. HAUSMAN (1990), « Flexible Parametric Estimations of Duration and Competing Risk Models », *Journal of Applied Econometrics*, 5 : 1-28.
- HECKMAN, J., R. LALONDE et J. SMITH (1999), « The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs », in O. ASHENFELTER et D. CARD (éds), *Handbook of Labor Economics*, volume 3A, p. 1 865-2 097.

- HECKMAN, J. et R. ROBB (1985), « Alternative Methods for Evaluating the Impacts of Interventions », in J.J. HECKMAN et B. SINGER (éds), *Longitudinal Analysis of Labor Market Data*, Cambridge University Press, New-York.
- JONES, S. R. (1989), « Job Search Methods, Intensity and Effects », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51(3) : 277-296.
- JOUTARD, X. et P. WERQUIN (1992), « Les déterminants individuels de la durée de chômage : de l'intérêt de distinguer les emplois stables des emplois précaires », *Economie et Prévision*, 102-103 : 143-156.
- KAHN, L. M. et S. A. LOW (1990), « The Demand of Labor Market Information », *Southern Economic Journal*, 56(4) : 1 044-1 058.
- LAGARENNE, C. et E. MARCHAL (1995), « Recrutements et recherche d'emploi », *Lettre du Centre d'Études de l'Emploi*, juin.
- LANCASTER, T. (1990), *The Econometric Analysis of Transition Data*, Econometric Society Monographs, Cambridge University Press, 352 p.
- LINDEBOOM, M. et J. VAN OURS (1997), « An Empirical Analysis of Effectiveness of Search Channels for Employed and Unemployed Workers », in P. GREGG (éd.), *Jobs, Wages and Poverty*, Centre for Economic Performance, L.S.E, London.
- LIZÉ, L. (1997), « L'ANPE comme Intermédiaire sur le marché du travail », *Les Intermédiaires de l'Insertion*, Cahiers du CEE, 36 : 183-233.
- MARRY, C. (1992), « Les jeunes et l'emploi : force et faiblesse des liens forts », sous la direction de L. COUTROT et C. DUBAR, *Chemineurs Professionnels et Mobilités Sociales*, La documentation française, p. 299-324.
- MORTENSEN, D. T. (1986), « Job Search and Labor Market Analysis », O. ASHENFELTER et R. LAYARD (éds), *Handbook of Labor Economics*, 15(2).
- MURPHY, K. et R. TOPEL (1985), « Estimation and Inference in Two Step Econometric Models », *Journal of Business and Economic Statistics*, 3 : 370-379.
- NARENDRANATHAN, W. et S. NICKELL (1989), « Modelling the Process of Job Search », in NICKELL S., W. NARENDRANATHAN, J. STERN et J. GARCIA, *The Nature of Unemployment in Britain*, Oxford University Press.
- OSBERG, L. (1993), « Fishing in Different Pools: Job Search Strategies and Job Finding Success in Canada in the Early 1980s », *Journal of Labor Economics*, 11(2) : 348-386.
- PENARD, T. et M. SOLLOGOUB (1995), « Les politiques françaises d'emploi en faveur des jeunes. Une évaluation économétrique », *Revue Économique*, 46(3) : 549-559.
- REES, A. (1966), « Labor Economics: Effects of more Knowledge, Information Networks in Labor Markets », *The American Economic Review*, 56(2) : 559-566.
- VAN DEN BERG, G. (2001), « The Unobserved Heterogeneity Distribution in Duration Analysis », *56th ESEM Congress*, août, Lausanne.