

Estimation d'un modèle de sortie de chômage à destinations multiples

Chantal Cases^(*)

Stéfan Lollivier^(*)

Deux grands types de modèles peuvent être utilisés pour représenter les comportements de sortie du chômage. Le premier spécifie les comportements des chômeurs au moyen d'informations micro-économiques et d'hypothèses sur les préférences. Il s'agit de modèles structurels, en général fondés sur la théorie du *job search*, avec une représentation inspirée des travaux de Lippmann et McCall (1976) et de développements ultérieurs. Le second estime des formes fonctionnelles des lois de durée de chômage déterminées *a priori*, sans lien explicite avec les comportements sous-jacents. C'est à ce second type, celui des formes réduites, que nous nous référons.

Une critique importante, pour l'estimation de ce type de modèle, a pour objet la prise en compte insuffisante de l'hétérogénéité des situations au sein du marché du travail et hors de celui-ci (Atkinson et Micklewright, 1991). Ainsi, les modèles estimés traitent souvent de manière globale les sorties du chômage, sans les distinguer précisément (type d'emploi, inactivité, formation...). Or, on peut supposer que l'occupation de ces différents états résulte de comportements différents.

Dans le cas français, une des orientations récentes des études sur les sorties de chômage distingue précisément plusieurs états de sortie pour estimer les fonctions de hasard correspondantes (Bonnal et Fougère, 1990 ; Joutard et Werquin, 1992). Les résultats de ces études, réalisées sur des fichiers relatifs à des aires géographiques limitées, montrent l'intérêt de cette méthode. Elle sera ici appliquée à un fichier national, celui de l'enquête sur le suivi des chômeurs réalisée par l'Insee en 1986-1988.

Trois états de sortie seront pris en compte : contrat à durée indéterminée, contrat à durée déterminée ou stage rémunéré, inactivité. Différencier les emplois selon la durée de leur contrat est une façon un peu schématique de séparer emplois *réguliers* et emplois *précaires*, selon la terminologie proposée par Atkinson et Micklewright (1991), et d'aborder la question du dualisme du marché du travail en France (Piore, 1978). Nous avons considéré que les stages rémunérés pouvaient être assimilés, sur la population étudiée, à des emplois précaires (pour une analyse particulière de ces situations de stage, voir Bonnal, Fougère et Sérandon, 1994).

Les modèles de dualisme découlent de l'hypothèse de segmentation du marché du travail (Piore et Doeringer, 1971). Ils postulent l'existence de deux espaces de mobilité, au sein de ce marché, entre lesquels les passages sont limités. Le premier, ou *secteur primaire*, regroupe des entreprises ou parties d'entreprises organisées en *marchés internes*. Les allocations de main-d'œuvre et les rémunérations y sont régies selon des modalités particulières résultant largement de l'histoire des relations sociales.

(*) Insee, département de la Recherche, 15 boulevard Gabriel-Péri, 92245 Malakoff Cedex. Les auteurs remercient les rapporteurs pour l'intérêt qu'ils ont porté à une première version de ce texte.

Le second, ou *secteur secondaire*, fonctionne selon un mode plus concurrentiel. Salaires, conditions de travail et perspectives de carrière sont plus favorables pour les salariés dans le secteur primaire, mais le passage en provenance du secteur secondaire est très réduit en raison de l'existence de barrières à l'entrée⁽¹⁾.

Les données dont nous disposons permettent d'illustrer certaines de ces hypothèses en comparant les transitions entre le chômage et les deux types d'emplois, qui seront assimilés à deux segments différents du marché du travail. On peut ainsi rechercher si la probabilité de sortie évolue de la même façon en fonction de la durée du chômage pour les trois destinations possibles. De même, les caractéristiques individuelles des sortants pourront être comparées afin de déterminer si emplois réguliers et emplois précaires concernent des populations différentes.

Le fichier utilisé pour cette étude regroupe un échantillon de demandeurs d'emploi tiré en août 1986 et suivi pendant 18 mois. Sur la période d'enquête, la situation des individus est connue mensuellement. Le traitement de ces données, très riches en informations, est cependant rendu délicat par le mode de tirage.

En effet, les générations les plus anciennes de chômeurs ne sont représentées dans l'échantillon que par des chômeurs de longue durée. Ce phénomène de sélection endogène biaise les résultats des estimations si l'on applique des modèles standards. Pour neutraliser ce biais, il sera utilisé une méthode de maximum de vraisemblance conditionnel qui consiste à corriger la vraisemblance en tenant compte de la date d'entrée au chômage.

On estimera un modèle à destinations multiples dont les intensités de transition vers les différents états de sortie seront modélisées par une loi de Weibull. Un travail précédent sur les mêmes données (Cases et Lollivier, 1993a) avait déjà montré que cette spécification pouvait être retenue pour l'ensemble des sorties considérées globalement. Cette forme a également l'avantage d'englober le modèle stationnaire (à hasard constant) et donc de permettre le test de cette hypothèse. Les résultats de ce modèle montrent l'intérêt d'établir la distinction entre différents états de sortie. Ceux-ci se différencient en effet nettement tant par la forme des intensités de transition que par les caractéristiques des individus qui les occupent et les durées de chômage qu'ils ont connues.

(1) L'existence de marchés internes et d'un secteur primaire, de même que celle d'éventuelles barrières à l'entrée de ce secteur, ont fait l'objet de diverses justifications théoriques liées aux théories du salaire d'efficience ou à celles de la négociation salariale. Pour plus de détails, voir la revue de littérature de C. Cases dans ce même numéro.

Le modèle estimé

Présentation des données

L'enquête *Suivi des chômeurs* a été réalisée par l'Insee. À l'origine, un échantillon de 8238 demandeurs d'emploi a été tiré parmi les chômeurs inscrits à l'ANPE en août 1986 (date E_0). Les personnes tirées ont ensuite été interrogées à quatre dates successives : novembre 1986 (E_1), mai 1987 (E_2), novembre 1987 (E_3) et mai 1988 (E_4). L'ensemble des données couvre donc une période totale de 21 mois. 7 450 personnes ont répondu à cette enquête. En E_1 , les individus sont interrogés sur leur situation depuis E_0 , ainsi que sur la longueur de la période de chômage en cours en E_0 . Aux dates E_2 , E_3 et E_4 , ils doivent reconstituer le calendrier mensuel de leur situation d'emploi ou de chômage depuis l'enquête précédente. Il faut noter que l'on n'étudie pas ici le chômage au sens du BIT, mais un état résultant de la déclaration directe faite par les individus. On obtient donc finalement, pour chaque individu, un historique d'emploi commençant à la date de début de la période de chômage en cours en E_0 et se terminant en E_4 . Cet historique peut éventuellement contenir plusieurs épisodes de chômage. À la date E_4 , si une période de chômage est en cours, la donnée de durée sera censurée à droite. Au total, on peut ainsi observer 10 345 périodes de chômage, dont 7 450 en cours en août 1986. L'étude portera ici sur un sous-échantillon du panel cylindré, composé des individus de 20 à 59 ans dont l'ancienneté de chômage en E_0 est connue, soit 7 935 durées. Les femmes sont majoritaires dans l'échantillon (4 255 périodes de chômage contre 3 680 pour les hommes).

Trois issues (ou destinations) seront distinguées pour chaque période de chômage : l'emploi durable, l'emploi précaire ou l'inactivité. Les *emplois durables* comprennent l'ensemble des contrats à durée indéterminée (CDI) et les emplois non salariés, les emplois dits *précaires* regroupent les contrats à durée déterminée, les intérimaires, les travailleurs saisonniers, travaux d'utilité collective, stages d'initiation à la vie professionnelle et autres formations rémunérées. L'analogie entre marché primaire et CDI d'une part, marché secondaire et CDD d'autre part, n'est que partiellement exacte. Cependant, les données dont on dispose ne permettent guère d'affiner le partage entre ces deux catégories d'emploi. L'enquête répertorie enfin différentes catégories d'*inactifs* : les personnes suivant une formation non rémunérée, les militaires du contingent, les préretraités ou retraités et les autres inactifs.

Notations et définitions

Soit K états de sortie de chômage possibles, exhaustifs et exclusifs, indicés par $k = 1, \dots, K$. On notera $f(t)$ la densité de probabilité de la durée T de chômage et $\theta(t)$ le hasard à la date t .

Le hasard se définit comme la probabilité de sortir du chômage à la date t , sachant que l'on n'en est pas sorti auparavant. C'est donc une probabilité conditionnelle, et l'on a :

$$\theta(t) = \frac{f(t)}{S(t)},$$

où $S(t) = \int_t^{\infty} f(u) du$ est la fonction de survie en t . Le problème comporte ainsi $K + 1$ variables aléatoires : la durée de chômage T et les variables indicatrices de l'état de destination D_k .

On note $\theta_k(t)$ l'intensité de transition vers l'état k . Formellement, elle s'écrit :

$$(1) \theta_k(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + dt, D_k = 1 / T \geq t)}{dt},$$

et le hasard à la date t est la somme des intensités de transition :

$$(2) \theta(t) = \sum_{k=1}^K \theta_k(t).$$

Il est également utile de définir les densités conditionnelles à la destination de sortie :

$$(3) f_k(t) = P(T=t / D_k=1)$$

ainsi que les probabilités marginales des différentes issues, dont la contrepartie empirique est la répartition de la population par état à la fin du processus. Elles seront notées :

$$(4) \pi_k = \int_0^{\infty} S(u) \theta_k(u) du,$$

et vérifient la relation :

$$(5) \theta_k(t) = \frac{f_k(t) \pi_k}{S(t)}$$

(Lancaster, 1990).

Sélection endogène et vraisemblance conditionnelle

L'estimation du modèle se heurte ici à une difficulté supplémentaire. En effet, les périodes de chômage figurant dans l'échantillon ne sont pas pleinement représentatives de l'ensemble des périodes de chômage possibles, l'échantillon étant soumis à une sélection endogène. Pour bien en saisir la nature, il suffit de raisonner par cohorte d'entrée au chômage. Sur l'ensemble des individus entrant au chômage à la date $-e$ (l'origine du temps étant la date E_0 de tirage de l'échantillon), il ne subsiste en E_0 que les chômeurs de durée $T > e$. Les périodes les plus courtes sont ainsi exclues de la base de sondage pour chaque cohorte d'entrants, ce qui va naturellement biaiser l'estimation de la loi des durées.

Les périodes de chômage autres que la première ne sont pas soumises à une sélection endogène spécifique, mais les traiter de manière pleinement satisfaisante suppose toutefois l'introduction dans le modèle d'un effet individuel rendant compte, en particulier, de la récurrence du chômage chez un même individu et des conséquences qu'elle peut induire sur les probabilités de sortie (Heckman et Borjas, 1980). Une solution plus simple mais plus partielle, est également possible ; elle consiste à introduire une indicatrice du rang de la période de chômage observée, et ne prend donc en compte que le numéro d'ordre de la période et non la durée des périodes précédentes (Cases et Lollivier, 1993a). Sa mise en œuvre se heurte cependant dans le cas étudié à un problème d'identification, dans la mesure où les durées brèves proviennent presque exclusivement des périodes de chômage répétitives. La question de l'autocorrélation entre périodes successives d'un même individu ne sera donc pas traitée.

Pour faire une correction du biais résultant de la sélection endogène, une solution possible consisterait à ne retenir pour l'étude que les périodes de rang supérieur à 1, qui ne sont pas spécifiquement soumises à cette sélection (Lancaster, 1990). Cette solution reviendrait toutefois à abandonner près des 3/4 de l'échantillon, ce qui n'est guère envisageable.

La méthode qui sera préférée ici consiste à maximiser une vraisemblance conditionnelle à la date d'entrée dans le chômage. Elle est exposée dans l'encadré ci-après.

Spécification des intensités de transition

Une précédente modélisation réalisée sur les mêmes données sans détailler les états de sortie avait montré que le hasard pouvait être estimé par une loi de Weibull (Cases et Lollivier, 1993a). Cette spécification suppose que la probabilité conditionnelle de sortie est monotone. Au vu de différentes formes testées sur les données dans le cas

Encadré : l'écriture de la vraisemblance

On suppose qu'il est possible de traiter (X_i, E_i, T_i, K_i) , où K_i est l'état de sortie, comme un vecteur de variables aléatoires indépendantes entre individus i différents et de même loi. De plus, on fait l'hypothèse que la durée de chômage totale et l'état de sortie (le couple T_i, K_i) sont indépendants de la date d'entrée au chômage, conditionnellement aux exogènes x_i .

On notera respectivement $f_0(x), g_0(e/x), f(t, k/x; v)$ la densité marginale de X et les densités conditionnelles de E sachant x et de (T, K) sachant x, v étant un vecteur de paramètres. La loi des observations se décompose alors en $f_0(x)g_0(e/x), f(t, k/x; v)$, et la vraisemblance conditionnelle à la date d'entrée au chômage s'écrit :

$$\lambda(t/x; e; v) = \frac{f_0(x)g_0(e/x)f(t, k/x; v)}{\sum_{k=1}^K \int_{t > e} f_0(x)g_0(e/x)f(t, k/x; v) dt}$$

soit :

$$\lambda(t, k/x; e; v) = \frac{f(t, k/x; v)}{S(e/x; v)}$$

et, en omettant, pour simplifier l'écriture, le conditionnement par x et v :

$$(6) \quad \lambda(t) = \frac{\theta_k(t)S(t)}{S(e)}$$

La vraisemblance de l'échantillon est le produit des probabilités de sortie vers l'issue k à la date t , pour les durées non censurées, et de la survie à la fin de l'enquête pour les durées censurées. Si l'on note :

- d_{ik} la variable valant 1 si la période se termine par l'issue k , et 0 sinon,

- $d_i = 1 - \sum_{k=1}^K d_{ik}$, ce qui revient à dire que d_i vaut 1 en cas de censure et 0 sinon, alors la vraisemblance s'écrit :

$$(7) \quad L = \prod_{i=1}^N \left[\frac{S(t_i)}{S(e_i)} \right]^{1-d_i} \prod_{k=1}^K \left[\frac{\theta_k(t_i)S(t_i)}{S(e_i)} \right]^{d_{ik}} = \prod_{i=1}^N \left[\frac{S(t_i)}{S(e_i)} \right] \prod_{k=1}^K [\theta_k(t_i)]^{d_{ik}}$$

Puisque la fonction de survie vérifie la relation

$$(8) \quad S(t) = \exp \left(- \int_0^t \theta(t) dt \right),$$

la log-vraisemblance a pour expression

$$(9) \quad \log L = \sum_{i=1}^N \left[\left(- \sum_{k=1}^K \int_{e_i}^{t_i} \theta_k(u) du \right) + \sum_{k=1}^K [d_{ik} \log \theta_k(t_i)] \right]$$

$$\log L = \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^K \left[- \int_{e_i}^{t_i} \theta_k(u) du + d_{ik} \log \theta_k(t_i) \right]$$

des trois types de sorties, une hypothèse de même type peut être acceptée sur les $\theta_k(t)$ en posant :

$$(10) \theta_k(t) = \alpha_k \mu_k t^{\alpha_k - 1},$$

avec

$$\Delta (11) \mu_k = \exp(x'_k \beta_k),$$

les x_k étant un ensemble de variables exogènes.

Certaines variantes du modèle estimé utiliseront également une variable qui évolue au cours de la recherche, notée $x_i(t)$. Nous l'appellerons dans la suite du texte *variable dynamique*, par opposition aux autres variables observées au début de la période de chômage. La forme fonctionnelle sera en l'occurrence très simple, puisqu'il s'agira d'une variable indicatrice prenant la valeur 0 ou 1 selon que l'individu perçoit ou non une allocation :

$$x_i(t) = \mathbf{1}(t \leq \tau_i),$$

où τ_i est la date de fin d'allocation pour la période i . Dans ce cas, le paramètre μ_k s'écrira

$$\exp(x'_k \beta_k + \gamma_k \mathbf{1}(t \leq \tau_i)).$$

Sans variable dynamique, la log-vraisemblance de l'équation (8) s'écrit :

$$(12) l(d, t, e, \mu, \alpha) \\ = \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^K [d_{ik} (\log \alpha_k + \log \mu_k + (\alpha_k - 1) \log t_i) \\ - \mu_k (t_i^{\alpha_k} - e^{\alpha_k})].$$

Les taux de sortie vers les différents états possibles s'écrivent alors, en combinant (2), (4) et (10) :

$$(13) \pi_k = \alpha_k \mu_k \int_0^{\infty} u^{\alpha_k - 1} \exp \left\{ - \sum_{j=1}^K \mu_j u^{\alpha_j} \right\} du.$$

Ils doivent être calculés numériquement.

De même, la durée de chômage espérée pour une sortie vers l'état k s'écrit :

$$E(T/D_k) = E_k = \int_0^{\infty} t f_k(t) dt,$$

ce qui donne, si l'on tire $f_k(t)$ de (5) :

$$(14) E_k = \frac{1}{\pi_k} \alpha_k \mu_k \int_0^{\infty} u^{\alpha_k} \exp \left\{ - \sum_{j=1}^K \mu_j u^{\alpha_j} \right\} du.$$

Ce modèle a l'avantage de ne pas postuler la proportionnalité des intensités de transition, hypothèse qui serait très réductrice (Lancaster, 1990).

Avec variable dynamique, l'intensité de transition s'écrit :

$$\alpha_k \exp(x'_k \beta_k + \gamma_k \mathbf{1}(t \leq \tau_i)) t^{\alpha_k - 1}.$$

Le hasard intégré $\int_{e_i}^{t_i} \theta_k(u) du$ figurant dans la vraisemblance vaut alors :

$$\left\{ \begin{array}{l} \int_{e_i}^{t_i} \alpha_k \exp(x'_k \beta_k) u^{\alpha_k - 1} du \\ \text{si } \tau_i \leq e_i \\ \\ \int_{e_i}^{\tau_i} \alpha_k \exp(x'_k \beta_k + \gamma_k) u^{\alpha_k - 1} du \\ + \int_{\tau_i}^{t_i} \alpha_k \exp(x'_k \beta_k) u^{\alpha_k - 1} du \\ \text{si } e_i \leq \tau_i \leq t_i \\ \\ \int_{e_i}^{t_i} \alpha_k \exp(x'_k \beta_k + \gamma_k) u^{\alpha_k - 1} du \\ \text{si } t_i \leq \tau_i \end{array} \right.$$

Les termes appropriés pour $\int_{e_i}^{t_i} \theta_k(u) du$ et $\log \theta_k(t)$ sont alors inclus dans la vraisemblance selon les positions individuelles des τ_i relativement à e_i et t_i .

Les variables explicatives

La plupart des études empiriques de durée de chômage se fondent sur des modèles théoriques de recherche d'emploi découlant de la représentation proposée par Lippmann et McCall (1976). Selon cette théorie, la décision d'accepter un emploi offert et le salaire qui le caractérise repose sur un arbitrage intertemporel. Lors de chaque proposition, le demandeur d'emploi compare en effet l'espérance de revenu que lui apportera cet emploi avec celle qu'il associe au fait de rester au chômage pour attendre une offre plus favorable. Cette modélisation fait apparaître un salaire de réserve au-delà duquel les

offres seront acceptées. Il augmente si la valeur moyenne de la distribution des salaires offerts, l'allocation de chômage ou la probabilité de recevoir une offre sont plus élevées. Dans la version la plus simple du modèle, les paramètres structurels (taux d'arrivée des offres, distribution des salaires offerts, revenus) sont invariants dans le temps. Le salaire de réserve est alors constant, de même que la probabilité conditionnelle de sortie du chômage. Celle-ci apparaît comme le produit de la probabilité de recevoir une offre et de la probabilité que cette offre soit acceptée, c'est-à-dire que le salaire offert soit supérieur au salaire de réserve. Ce modèle théorique a fait l'objet d'un certain nombre de critiques et d'améliorations. Les principales améliorations concernent surtout le développement de modèles non stationnaires (Van den Berg, 1990a). Sous certaines hypothèses, ceux-ci font apparaître un salaire de réserve et un hasard non constant. Le hasard sous forme réduite dépend donc *a priori* d'un ensemble de variables exogènes décrivant les caractéristiques des individus, du segment de marché du travail auxquels ils appartiennent, ou postulent, les revenus qu'ils perçoivent ou anticipent dans les différentes situations de chômage, d'emploi ou d'inactivité.

Tout d'abord, deux ajustements séparés seront effectués pour les hommes et pour les femmes, dans la mesure où l'arbitrage en faveur de l'inactivité est plus fréquent pour ces dernières (Lollivier, 1994). On introduit par ailleurs l'âge et le niveau de salaire éventuel de l'individu avant la période de chômage. Ces deux variables interviennent dans le modèle à plusieurs titres. Plus l'âge et le salaire antérieur sont élevés, plus l'espérance de salaire futur s'accroît. Certains modèles prédisent que la croissance de la moyenne des salaires offerts a un effet positif sur le hasard (Mortensen, 1986). Le dernier salaire joue aussi un rôle sur le montant des allocations versées. Cet élément accroît le salaire de réserve et diminue la probabilité d'accepter une offre. Selon la valeur de ces variables, la probabilité d'arrivée des offres d'emploi peut être plus ou moins élevée. Les circuits d'information des salariés plus âgés ou mieux rémunérés, ou bien le signal donné aux employeurs peuvent en effet être différents. L'effet de ces variables sur la valeur du hasard ne pourra être interprété que comme une résultante de ces éléments, parfois antagonistes. L'âge est introduit dans le modèle sous forme de variables indicatrices d'appartenance à une tranche quinquennale. Le salaire antérieur figure également sous forme d'indicatrices de tranches. Une première version des modèles retenait le niveau de formation des demandeurs d'emploi, mais cette variable s'est révélée plus faiblement explicative que le salaire antérieur.

Le montant des allocations est fonction non seulement du salaire antérieur, mais encore des

circonstances de cessation de l'activité. En effet, les personnes démissionnaires ne peuvent pas percevoir d'allocation, sauf dans des cas très particuliers où la démission traduit un départ involontaire (enfant mineur dont les parents déménagent, par exemple). Les salariés ayant achevé un contrat à durée déterminée peuvent percevoir des allocations au même titre que les personnes licenciées au cours d'un contrat à durée indéterminée. Cependant, leurs droits dépendent de la durée de cotisation antérieure, qui peut être souvent plus courte pour les salariés en fin de CDD. La cause du chômage peut aussi créer un signal différent auprès des futurs employeurs. Ainsi, les théoriciens du dualisme du marché du travail postulent que les employeurs préfèrent proposer un emploi primaire à un salarié issu du marché secondaire (Piore et Doeringer, 1971). La perception effective d'une allocation de chômage sera prise en compte par les variables spécifiques décrites ci-dessous, aussi l'effet de la cause de chômage sera plutôt, dans le modèle, interprétable par le biais de la probabilité de recevoir une offre.

Les modèles ne faisant pas apparaître de différence significative entre licenciements collectifs et individuels (depuis 1984, leurs conditions d'indemnisation sont d'ailleurs identiques), les causes de chômage ont été rassemblées en trois groupes :

- fin de contrat à durée déterminée ou d'emploi temporaire,
- licenciement,
- démission ou autres raisons (préretraite, service militaire, fin de formation, départ pour raisons personnelles...).

L'enquête *Suivi des chômeurs* permet également de repérer mois par mois sur les 18 mois d'observation, ainsi que dans la période précédant l'enquête, le versement d'une allocation de chômage. Une variable indicatrice de perception d'une telle allocation au cours de la période de chômage va permettre de comparer les fonctions de hasard pour les non-allocataires et les allocataires. Pour préciser la mesure de l'effet d'une indemnisation, une version du modèle introduira également une variable dynamique repérant la date de fin d'allocation, et donc la période pendant laquelle les versements seront effectués. Cela permettra de comparer les situations des allocataires avant et après la fin de perception de leurs indemnités. Il ne s'agit ici que d'une date de fin de versements constatée à l'enquête, et non de la date de fin de droits anticipée par le chômeur, sur laquelle aucune question n'est posée. Cette solution a été préférée à celle de l'imputation d'une date de fin de droits, l'application précise des textes nécessitant une information très complète, sur les dernières périodes d'emploi, qui n'était pas parfaitement connue dans l'enquête.

Résultats

Principales caractéristiques des données

L'échantillon étudié comportait un nombre assez important de périodes censurées (14 % pour les hommes et 22 % pour les femmes, voir tableau 1). Cette proportion de censures augmente nettement avec l'âge et dépasse 55 % après 50 ans. Avant 40 ans, l'issue la plus fréquente est le contrat à durée déterminée, ce qui traduit l'importance dans le fichier des périodes de chômage brèves et répétitives. La fréquence de cette issue décroît cependant avec l'âge, surtout chez les hommes. Le taux de sortie vers les contrats à durée indéterminée est assez stable avant 50 ans et varie entre 1/4 et 1/3 des sorties environ chez les hommes, entre 1/5 et 1/3 chez les femmes. Pour les hommes, la fréquence de sortie vers cette issue est maximale entre 35 et 39 ans (entre 40 et 45 ans pour les femmes). Les deux sexes se distinguent beaucoup plus nettement si l'on compare les taux de sortie observés vers l'inactivité. Avant 55 ans, ils sont nettement plus élevés pour les femmes qu'ils dépassent toujours 5 % des sorties, et atteignent près de 15 % entre 25 et 29 ans, âge où la quasi-totalité des femmes devenant inactives restent au foyer, et de 28 % après 55 ans. Chez les hommes, cette issue est réservée à la fin de carrière (après 50 et surtout 55 ans), période où le salaire de réserve est plus élevé et, sans doute, les offres plus rares. Accessoirement, on constate un second pic chez les hommes les plus jeunes : entre 20 et 24 ans, l'inactivité représente près

de 5 % des sorties. Un examen plus détaillé montre que les 2/3 des hommes concernés partent au service militaire, le 1/3 restant suivant une formation non rémunérée.

Les durées de chômage issues de l'enquête, non corrigées des effets de la sélection endogène et de la censure à droite, sont de 19 mois environ pour les hommes et de 22 mois pour les femmes (cf. tableau 2). Les hommes ont des durées de chômage comparables (de l'ordre de 14,3 mois) pour les deux types d'emplois, alors que les femmes sortent plus rapidement vers les emplois à durée déterminée (15,2 mois) que vers les emplois stables (17 mois). Les durées de chômage croissent généralement avec l'âge. Le modèle, en corrigeant ces durées de chômage apparentes de l'effet de la sélection endogène, va transformer sensiblement ces résultats.

Résultats de l'estimation

Forme des intensités de transition selon les destinations

La forme des intensités de transition varie selon le sexe et l'état de sortie dans les deux modèles estimés (cf. tableaux 3 et 4). Dans le modèle sans variable de date de fin d'allocation, et pour les hommes sortant du chômage vers un emploi durable, on ne peut rejeter un modèle à intensité de transition constante (exponentiel) puisque le paramètre α ne diffère pas significativement de 1. Ce n'est pas le cas si la destination est l'emploi à durée déterminée, car la valeur du paramètre induit une intensité décroissante

Tableau 1 : répartition des sorties de chômage observées par destinations selon le sexe et l'âge (en %)

Sexe	Âge	Destination				
		CDI	CDD	Inactivité	Censure	Ensemble
Hommes	20-24	27,5	53,9	4,6	14,0	100
	25-29	33,9	45,1	1,9	19,1	100
	30-34	31,3	43,5	1,5	23,7	100
	35-39	34,1	37,1	1,5	27,3	100
	40-44	30,9	38,9	0,4	29,8	100
	45-49	30,3	29,0	4,4	36,3	100
	50-54	16,6	18,9	9,0	55,5	100
	55-59	7,7	7,7	28,8	55,8	100
Femmes	20-24	22,4	47,6	8,4	21,6	100
	25-29	20,2	34,3	14,8	30,7	100
	30-34	23,7	34,8	9,4	32,1	100
	35-39	25,6	35,5	8,4	30,3	100
	40-44	33,3	29,2	7,1	30,4	100
	45-49	25,2	25,6	5,6	43,6	100
	50-54	15,8	13,6	9,1	61,5	100
	55-59	9,9	6,9	27,9	55,3	100

Source : Insee, enquête *Suivi des chômeurs*, 1986-1988.

Tableau 2 : durées de chômage observées par sexe, âge et destination (en mois)

Sexe	Âge	Destination				
		Toutes destinations	CDI	CDD	Inactivité	Censure
Hommes	Ensemble	19,2	14,3	14,4	25,3	30,4
	20-24	10,7	9,7	10,7	13,2	12,0
	25-29	16,2	15,3	14,0	18,0	22,9
	30-34	19,0	13,6	18,0	27,0	27,5
	35-39	22,0	16,0	17,9	41,0	33,9
	40-44	23,2	20,1	19,0	24,0	31,8
	45-49	24,1	18,8	20,1	22,9	31,9
	50-54	35,6	19,4	21,0	40,7	44,6
	55-59	33,5	21,6	16,0	29,1	39,8
Femmes	Ensemble	21,9	17,0	15,2	26,3	31,1
	20-24	15,2	14,3	12,8	18,3	20,4
	25-29	21,4	16,5	17,1	23,2	28,7
	30-34	23,2	17,7	17,1	26,9	32,8
	35-39	23,0	18,7	16,0	25,0	34,1
	40-44	22,2	19,7	19,2	25,5	27,0
	45-49	25,9	19,6	14,0	30,0	36,0
	50-54	33,6	18,5	23,7	35,8	39,4
	55-59	39,1	22,9	15,1	42,8	43,2

Source : Insee, enquête *Suivi des chômeurs*, 1986-1988.

Tableau 3 : estimation des coefficients des variables exogènes : modèle sans date de fin d'allocation

Variable	Hommes			Femmes			
	Contrats à durée indéterminée	Contrats à durée déterminée	Inactivité	Contrats à durée indéterminée	Contrats à durée déterminée	Inactivité	
α	0,94 (0,03)	0,91 (0,02)	1,12 (0,08)	0,88 (0,03)	0,81 (0,02)	1,13 (0,05)	
Constante	-3,35 (0,16)	-2,16 (0,11)	-5,39 (0,41)	-3,02 (0,14)	-1,92 (0,10)	-4,67 (0,24)	
Salaires antérieurs	Moins de 3 500 F	référence	référence	référence	référence	référence	
	3 500-4 000	0,25 (0,12)	n.s.	n.s.	n.s.	0,18 (0,08)	n.s.
	4 000-4 500	0,44 (0,12)	0,35 (0,09)	0,61 (0,30)	n.s.	n.s.	n.s.
	4 500-6 000	0,53 (0,11)	0,32 (0,08)	n.s.	0,38 (0,10)	0,19 (0,09)	n.s.
	6 000 ou plus	0,92 (0,12)	0,34 (0,11)	0,89 (0,30)	0,64 (0,14)	0,61 (0,11)	n.s.
	Aucun salaire ou n. d.	0,30 (0,12)	n.s.	0,81 (0,28)	n.s.	n.s.	n.s.
Âge	20-24 ans	référence	référence	référence	référence	référence	
	25-29 ans	n.s.	-0,40 (0,08)	-1,24 (0,35)	-0,28 (0,10)	-0,46 (0,07)	0,26 (0,13)
	30-34 ans	-0,35 (0,10)	-0,54 (0,08)	-1,64 (0,44)	n.s.	-0,45 (0,08)	n.s.
	35-39 ans	-0,33 (0,11)	-0,75 (0,10)	-1,79 (0,47)	n.s.	-0,45 (0,09)	n.s.
	40-44 ans	-0,54 (0,13)	-0,71 (0,11)	-3,16 (1,04)	0,22 (0,11)	-0,61 (0,12)	-0,48 (0,24)
	45-49 ans	-0,62 (0,13)	-1,08 (0,13)	-0,78 (0,35)	n.s.	-0,91 (0,14)	-0,97 (0,30)
	50-54 ans	-1,44 (0,16)	-1,74 (0,15)	n.s.	-0,82 (0,16)	-1,63 (0,17)	-0,72 (0,24)
	55-59 ans	-2,35 (0,22)	-2,69 (0,22)	0,57 (0,24)	-1,24 (0,21)	-2,26 (0,26)	0,42 (0,18)
Circonstances d'arrêt	Fin de CDD	référence	référence	référence	référence	référence	
	Licenciement	n.s.	-0,51 (0,08)	n.s.	-0,47 (0,11)	-0,55 (0,09)	n.s.
	Démission ou autre	-0,33 (0,12)	-0,26 (0,09)	n.s.	-0,41 (0,10)	-0,45 (0,08)	n.s.
	Non déclaré	0,94 (0,09)	0,45 (0,07)	0,67 (0,27)	0,68 (0,08)	0,42 (0,07)	0,59 (0,14)
	Allocation	n.s.	n.s.	-0,50 (0,22)	-0,21 (0,07)	-0,18 (0,06)	-0,33 (0,12)

Source : Insee, enquête *Suivi des chômeurs*, 1986-1988. - Les écarts types sont entre parenthèses. - n.s. : non significatif au seuil de 5 %.

Tableau 4 : estimation des coefficients des variables exogènes : modèle avec date de fin d'allocation

Variable	Hommes			Femmes			
	Contrats à durée indéterminée	Contrats à durée déterminée	Inactivité	Contrats à durée indéterminée	Contrats à durée déterminée	Inactivité	
α	0,89(0,03)	0,84 (0,02)	1,01 (0,08)	0,85 (0,03)	0,80 (0,02)	1,06 (0,05)	
Constante	-3,18 (0,15)	-2,09 (0,11)	-5,24 (0,39)	-3,00 (0,14)	-1,92 (0,10)	-4,55 (0,24)	
Salaires antérieurs	Moins de 3 500 F	référence	référence	référence	référence	référence	
	3 500-4 000	0,26 (0,12)	n.s.	n.s.	n.s.	0,20 (0,08)	n.s.
	4 000-4 500	0,48(0,11)	0,39 (0,09)	0,62 (0,30)	n.s.	n.s.	n.s.
	4 500-6 000	0,57 (0,10)	0,36 (0,08)	n.s.	0,43 (0,10)	0,22 (0,09)	0,31 (0,15)
	6 000 ou plus	0,96 (0,12)	0,38 (0,11)	0,88 (0,29)	0,66 (0,13)	0,63 (0,11)	n.s.
	Aucun salaire ou n. d.	0,27 (0,12)	n.s.	0,70 (0,28)	n.s.	n.s.	n.s.
Âge	20-24 ans	référence	référence	référence	référence	référence	
	25-29 ans	n.s.	-0,39 (0,08)	-1,22 (0,35)	-0,25 (0,10)	-0,46 (0,07)	0,26 (0,13)
	30-34 ans	-0,28 (0,10)	-0,39 (0,08)	-1,45 (0,44)	n.s.	-0,45 (0,08)	0,31 (0,13)
	35-39 ans	-0,28 (0,11)	-0,70 (0,10)	-1,66 (0,48)	n.s.	-0,43 (0,08)	n.s.
	40-44 ans	-0,46 (0,13)	-0,62 (0,11)	-3,08 (1,04)	0,28 (0,11)	-0,59 (0,12)	-0,40 (0,24)
	45-49 ans	-0,56 (0,14)	-1,01 (0,13)	-0,68 (0,35)	n.s.	-0,88 (0,14)	-0,89 (0,30)
	50-54 ans	-1,29 (0,16)	-1,58 (0,15)	n.s.	-0,75 (0,16)	-1,60 (0,17)	-0,60 (0,24)
	55-59 ans	-2,18 (0,22)	-2,51 (0,22)	0,97 (0,24)	-1,15 (0,22)	-2,21 (0,26)	0,59 (0,18)
Circonstances d'arrêt	Fin de CDD	référence	référence	référence	référence	référence	
	Licenciement	n.s.	-0,47 (0,08)	n.s.	-0,41 (0,10)	-0,51 (0,09)	n.s.
	Démission ou autre	-0,36 (0,12)	-0,28 (0,09)	n.s.	-0,38 (0,10)	-0,44 (0,08)	n.s.
	Non déclaré	0,92 (0,09)	0,43 (0,07)	0,70 (0,27)	0,70 (0,08)	0,43 (0,06)	0,64 (0,14)
	Existence d'allocation	0,49 (0,10)	0,57 (0,08)	0,57 (0,22)	n.s.	n.s.	n.s.
	Avant fin d'allocation	-0,68 (0,08)	-0,75 (0,07)	-1,45 (0,19)	-0,49 (0,09)	-0,26 (0,07)	-0,79 (0,13)

Source : Insee, enquête *Suivi des chômeurs*, 1986-1988. - Les écarts types sont entre parenthèses. - n.s. : non significatif au seuil de 5 %.

avec la durée de chômage. Cette décroissance est toutefois très faible et les deux coefficients ne diffèrent guère. En revanche, l'intensité de transition vers l'inactivité augmente avec la durée. En d'autres termes, la probabilité de sortir vers un CDD diminue légèrement au cours de la période de chômage, alors que celle de sortir vers un emploi durable reste stable et celle de sortir vers l'inactivité augmente. La décroissance du hasard total dans un modèle qui ne distingue pas les états de sortie (Cases, Lollivier, 1993b) résulte donc de l'agrégation de trois logiques distinctes.

Pour les femmes, les deux intensités de transition vers l'emploi sont nettement décroissantes et toujours assez peu différentes l'une de l'autre. Le coefficient de la transition vers l'inactivité est en revanche comparable à celui des hommes.

Ces résultats ont des conséquences mécaniques sur les écarts entre durées de chômage espérées. Elles seront ainsi les plus brèves pour les sorties vers les CDD et les plus longues pour les sorties vers l'inactivité.

La prise en compte de variables exogènes est importante pour analyser la dépendance de durée, tout particulièrement lorsque l'issue du chômage est l'activité. En effet, le même modèle estimé avec une constante seulement, donc sans tenir compte de l'hétérogénéité observable entre les individus, aboutirait à des probabilités de sortie nettement plus décroissantes. Les coefficients α seraient, par exemple, de 0,77 et 0,69 vers les CDI et les CDD au lieu de 0,88 et 0,81 pour les femmes. Par rapport à la situation moyenne, la prise en compte des variables exogènes diminue de près d'un tiers les espérances de durée pour les populations de référence. Cette situation est générale et se réfère à un phénomène, appelé *mover-stayer*, qui est courant lorsque l'on estime des modèles de durée. Si la population observée se compose de sous-groupes homogènes de hasards constants mais différents, la structure de la population restant au chômage va se modifier à chaque période. En effet, elle comportera au fil du temps relativement plus d'individus ayant la plus faible probabilité conditionnelle de sortie. Le hasard total apparaîtra donc comme décroissant, alors qu'il est simplement l'amalgame de sous-populations différentes à hasards constants.

L'existence d'une hétérogénéité non observée entre individus, qu'elle soit non observable ou qu'elle résulte d'oubli de variables explicatives, aurait le même type d'effets sur l'estimation du hasard. Diverses méthodes, paramétriques ou non, peuvent être utilisées pour tenir compte de ce biais. On peut par exemple estimer des intensités de transition comme des mélanges de lois, en spécifiant *a priori* une loi de probabilité pour le facteur d'hétérogénéité individuelle. Ce type d'estimation, effectué sur les mêmes données, tend à aplanir les intensités de

transition vers l'emploi qui deviennent exponentielles (Cases, Lollivier, 1993b).

Dans le modèle distinguant les allocataires avant et après leur fin de versements, les paramètres α , sont, à l'inverse, moins élevés, mais la destination vers l'inactivité se distingue encore nettement des sorties vers l'emploi. L'intensité de transition vers l'inactivité y est pratiquement constante pour les deux sexes, alors que celles vers les emplois durables ou non durables apparaissent franchement décroissantes, surtout pour les femmes. L'hétérogénéité prise en compte ici n'est plus une hétérogénéité entre sous-populations. Elle se réfère au contraire à deux sous-périodes différentes pour une même population, celle des allocataires. Le modèle, ne prenant pas en compte la durée des allocations, ajuste des intensités de transition moyennes sur deux sous-nuages de points : le premier, dans le temps (avant la fin des indemnités), a une intensité de transition beaucoup plus faible que le second, comme on le verra ci-dessous. La résultante croît donc nettement plus, au cours de la période de chômage, que ses deux composantes.

Effets de l'indemnisation du chômage

Les différences entre allocataires pris dans leur ensemble et non-allocataires sont plus marquées chez les femmes. Les femmes allocataires ont en effet, dans tous les cas, des durées de chômage plus élevées que les autres. Être allocataire ne modifie en revanche pas les probabilités marginales des différentes issues. Pour les hommes, être allocataire ne change pas significativement les proportions des issues vers l'emploi et n'a pour conséquence que de réduire légèrement le taux de sortie et de rallonger les durées de chômage à destination de l'inactivité.

L'introduction d'une variable indicatrice de la perception des allocations, pouvant évoluer au cours de la recherche, conduit à des résultats plus contrastés. La perception effective d'une allocation joue assez négativement sur les taux de sortie (cf. tableau 4). Un effet analogue avait déjà été mis en évidence, en France, sur un fichier d'allocataires (Florens et Fougère, 1989), ainsi que sur le fichier local d'une agence de l'ANPE (Bonnal et Fougère, 1990). Dans notre enquête, son interprétation est ambiguë dans la mesure où la notion de fin d'allocation est floue. En effet, certains chômeurs déclarent des montants faibles perçus pendant des durées très longues (plus de deux ans). De ce fait, un coefficient négatif peut autant s'interpréter comme un effet négatif de fin d'allocation que comme un effet de sélection entre chômeurs. Cet effet isolerait des populations marginales, qui perçoivent pendant de longues durées des allocations ne relevant plus des Assedic, mais sont néanmoins liées à l'état de chômage. Que l'effet soit plus marqué chez les hommes renforce d'ailleurs cette interprétation, puisque ceux-ci se retirent moins fréquemment du marché du travail que les femmes.

Effets des autres variables exogènes

Les effets d'âge, qui apparaissent déjà nettement dans les données brutes, sont très marqués. En premier lieu, les périodes de chômage, toutes choses égales par ailleurs, ont des durées d'autant plus brèves que le demandeur d'emploi est plus jeune. Cette croissance des durées moyennes avec l'âge est assez régulière chez les hommes. Les femmes ont pour leur part des durées stables de 25 à 45 ans, qui augmentent ensuite fortement jusqu'à 55 ans, pour diminuer ensuite entre 55 et 60 ans. Dans cette classe d'âge, la sortie la plus fréquente étant l'inactivité, on peut dire que les femmes se décident alors plus rapidement à quitter le marché du travail que les hommes.

Les probabilités marginales de sortie vers les CDD sont relativement plus élevées chez les jeunes. Cette conclusion vaut surtout pour les jeunes femmes de moins de 25 ans. Pour les hommes, l'issue CDD reste d'une probabilité à peu près constante jusqu'à 45 ans.

Les sorties des femmes vers les emplois durables sont les plus fréquentes entre 40 et 45 ans, alors que le taux par âge est, là aussi, relativement constant chez les hommes en milieu de carrière. Quant aux sorties vers l'inactivité, elles ont lieu le plus souvent en fin de carrière (après 50 et surtout 55 ans), période où le salaire de réserve est le plus élevé et, sans doute, les offres plus rares. Elles sont à tous âges plus fréquentes pour les femmes, pour lesquelles un second mode apparaît entre 25 et 29 ans.

Si la cause du chômage ne modifie pas la probabilité de sortir vers un emploi durable pour les femmes, les hommes ayant été licenciés sont un peu avantagés, car ils trouvent plus souvent et plus rapidement un emploi durable. Le fait d'être issu d'un CDD favorise chez les femmes la reprise d'un emploi du même type, les sorties vers l'inactivité étant alors moins probables.

La tranche de salaire dans laquelle se situaient les individus avant leur période de chômage a un effet significatif à la baisse sur la durée de la période de chômage. Des offres d'emploi probablement plus nombreuses dominent donc dans ce cas la hausse du salaire de réserve. La variable est en revanche peu ou pas significative pour l'issue inactivité. Les probabilités marginales des différentes destinations sont cependant peu affectées par le salaire antérieur. La tranche de salaire la plus élevée correspond, chez les hommes, à une sortie moins probable vers un emploi durable.

Durées de chômage et probabilités de sortie estimées

L'application du modèle permet d'estimer, individu par individu, des espérances de durée de chômage et des probabilités de sortie. On peut alors en évaluer des moyennes selon la destination et les différentes catégories de chômeurs. Cette estimation sera

réalisée sur le modèle statique, qui ne prend pas en compte la durée des allocations. Les données censurées sont ainsi réparties entre les trois destinations possibles en fonction des caractéristiques X_i des individus. De plus, le biais sur les durées lié à la sélection endogène est éliminé par la méthode employée (cf. plus haut).

Les effets de la sélection endogène sur les durées de chômage observées apparaissent, *a posteriori*, importants : ainsi, la durée moyenne estimée n'est que de 11,1 mois pour les hommes et 12,8 mois pour les femmes, alors que les durées apparentes étaient respectivement de 19,2 et 21,9 mois sur les données brutes (cf. tableaux 2 et 6). Cet effet est particulièrement marqué pour les durées des périodes de chômage des femmes à destination de l'inactivité (16,6 mois de durée estimée contre 26,3 mois de durée apparente). Les durées estimées sont plus faibles pour les hommes que pour les femmes, de 1 à 3 mois selon l'issue du chômage, bien que les différences soient peu significatives pour les deux sorties vers l'activité. Elles sont nettement croissantes avec l'âge. Pour donner un ordre de grandeur, les sorties en CDD ont lieu en moyenne au bout de 10,9 mois pour les hommes et 12 mois pour les femmes, celles vers les emplois stables après 11,4 et 13,1 mois, celles vers l'inactivité après 13,4 et 16,6 mois de chômage.

D'autre part, l'imputation à partir du modèle confirme la prédominance des sorties vers les emplois précaires, qui représentent plus de la moitié des destinations (cf. tableau 5). D'après le modèle, près de 15 % des périodes de chômage des femmes

Tableau 5 : probabilités de sortie estimées par le modèle (sans date de fin d'allocation)

Sexe et destination observée	CDI Proba (%)	CDD Proba (%)	Inactivité Proba (%)	Ensemble Proba (%)
Hommes				
Censure	34,7	50,1	15,2	100
Ensemble	36,7	54,5	8,8	100
Femmes				
Censure	32,6	48,8	18,6	100
Ensemble	32,6	52,4	15,0	100

Source : Insee, enquête *Suivi des chômeurs*, 1986-1988.

Tableau 6 : durées de chômage estimées par le modèle (sans date de fin d'allocation)

Destination observée	CDI Durée (mois)	CDD Durée (mois)	Inactivité Durée (mois)	Ensemble Durée (mois)
Hommes				
Censure	16,3	15,7	19,0	16,4
Ensemble	11,4	10,9	13,4	11,1
Femmes				
Censure	16,5	15,1	20,6	16,6
Ensemble	13,1	12,0	16,6	12,8

Source : Insee, enquête *Suivi des chômeurs*, 1986-1988.

(et moins de 10 % de celles de hommes) se terminent par une sortie du marché du travail.

Le modèle permet également de prédire une issue pour les périodes censurées. Dans près de la moitié des cas de censure, la sortie estimée est un emploi précaire. Ce résultat n'est pas surprenant, puisqu'une grande partie des périodes censurées sont observées pour des individus ayant connu plusieurs épisodes de chômage sur la période d'observation. Il illustre le fait que cette catégorie particulière semble voir s'enchaîner les emplois précaires, alternant avec de courtes périodes de chômage.

Conclusion

Cette étude visait à confirmer l'intérêt, pour la modélisation des durées de chômage, de distinguer différentes issues possibles à celui-ci, à l'intérieur et hors du marché du travail. En effet, les résultats du modèle estimé montrent que les intensités de transition vers les trois destinations retenues ont des formes différentes et, en particulier, ne varient pas de la même façon en fonction de la durée de chômage. Le modèle sépare nettement les sorties vers l'inactivité de celles vers l'emploi. Les premières sont de plus en plus probables lorsque la durée de chômage augmente, ce qui peut traduire un découragement. Les sorties vers les emplois précaires, au contraire, sont moins probables au fil du temps, particulièrement pour les femmes, alors que les emplois réguliers sont de probabilité constante pour les hommes et décroissante pour les femmes.

Ainsi, le dualisme du marché du travail entraînerait un dualisme équivalent parmi les chômeurs. Aux chômeurs *primaires*, d'âge mûr et issus d'un emploi durable, s'ajoutent des chômeurs *secondaires* plus jeunes provenant de CDD, et pour lesquels les périodes de chômage sont plus brèves, mais répétées.

Le modèle confirme également l'importance des effets d'âge sur la durée du chômage, mais montre aussi que ce facteur joue un rôle important sur la destination, les emplois précaires étant, par exemple, plus probables chez les plus jeunes. En revanche, la distinction entre chômeurs allocataires ou non-allocataires est moins pertinente, cette variable n'étant significative que pour les femmes et pour les sorties vers l'inactivité.

Il est cependant difficile d'interpréter l'ensemble de ces résultats en termes de comportements. Pour cela, un modèle structurel séparant les différentes destinations et explicitant les déterminants individuels est indispensable ; la construction et l'estimation d'un tel modèle apparaît comme un prolongement naturel de cette étude.

Bibliographie

- Atkinson A.B., Micklewright J. (1991). "Unemployment Compensation and Labor Market Transitions: A Critical Review", *Journal of Economic Literature*, vol. 29, pp. 1679-1727.
- Bonnal L., Fougère D. (1990). "Les déterminants individuels de la durée du chômage", *Économie et Prévision*, n°96, pp. 45-82.
- Bonnal L., Fougère D., Sérandon A. (1994). "Evaluating the Impact of French Employment Policies on Individual Labor Market Histories", *document de travail*, Crest-département de la Recherche, Insee, n°9417.
- Cases C., Lollivier S. (1993a). "Estimation de la durée du chômage en France en 1986", *document de travail*, Crest-département de la Recherche, Insee, n°9309.
- Cases C., Lollivier S. (1993b). "Individual Heterogeneity in Duration Models with Segmentation", *document de travail*, Crest-département de la Recherche, Insee, n°9344.
- Doeringer P.B., Piore M.J. (1971). *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*, Lexington Mass.
- Florens J.P., Fougère D. (1989). "Non Causality in Continuous Time: Applications to Counting Processes", *Cahier Greqma-université des sciences sociales Toulouse-I*, n°8912.
- Gouriéroux C., Monfort A. (1991). "Modèles de durée et effets de génération", *document de travail*, Crest-département de la Recherche, Insee, n°9125.
- Heckman J.J., Borjas G.J. (1980). "Does Unemployment Cause Future Unemployment ? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence", *Economica*, vol. 47, pp. 247-283.
- Joutard X., Werquin P. (1992). "Les déterminants individuels de la durée du chômage : de l'intérêt de distinguer les emplois stables des emplois précaires", *Économie et Prévision*, n°102-103, pp. 143-156.
- Lancaster T. (1990). *The Econometric Analysis of Transition Data*, Econometric Society Monographs, Cambridge University Press.
- Lancaster T., Chesher A.D. (1983). "An Econometric Analysis of Reservation Wages", *Econometrica*, vol. 51, pp. 1661-1676.
- Lippman S.A., McCall J.J. (1976). "The Economics of Job Search: A Survey", *Economic Inquiry*, vol. 14, pp. 155-367.
- Lollivier S. (1994). "L'évolution du marché du travail dans les années 1980", *Revue Économique*, vol. 45, n° 3, pp. 429-441, mai.
- Narendranathan W., Nickell S. (1985). "Modelling the Process of Job Search", *Journal of Econometrics*, vol. 28, pp. 29-49.
- Mortensen D.T. (1986). "Job Search and Labor Market Analysis", in *Handbook of Labor Economics*, O. Ashenfelter and R. Layard eds, Elsevier Science Publishers BV, vol. II, pp. 849-919.
- Piore M.J. (1978). "Dualism in the Labor Market-A Response to Uncertainty and Flux-The Case of France", *Revue Économique*, vol. 29, n°1.
- Van den Berg G. J. (1990a). "Non Stationarity in Job Search Theory", *Review of Economic Studies*, vol. 57, pp. 255-277.
- Van den Berg G. J. (1990b). "Search Behaviour, Transition to Non-Participation and the Duration of Unemployment", *The Economic Journal*, pp. 842-865.
- Visser M. (1992). "Analysis of Labour Market Histories with Panel Data", *document de travail*, Crest-département de la Recherche, Insee, n°9209.