



HAL
open science

L'employabilité des chômeurs de longue durée - mise en perspective des littératures théorique et empirique

Bruno Decreuse, Vanessa Di Paola

► **To cite this version:**

Bruno Decreuse, Vanessa Di Paola. L'employabilité des chômeurs de longue durée - mise en perspective des littératures théorique et empirique. *Revue d'économie politique*, 2002, 112 (2), pp.197-227. 10.3917/redp.122.0197 . hal-02492810

HAL Id: hal-02492810

<https://hal.science/hal-02492810>

Submitted on 23 Sep 2021

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

L'EMPLOYABILITÉ DES CHÔMEURS DE LONGUE DURÉE

Mise en perspective des littératures théorique et empirique

Bruno Decreuse et Vanessa di Paola

Daloz | *Revue d'économie politique*

2002/2 - Vol. 112
pages 197 à 227

ISSN 0373-2630

Article disponible en ligne à l'adresse:

<http://www.cairn.info/revue-d-economie-politique-2002-2-page-197.htm>

Pour citer cet article :

Decreuse Bruno et di Paola Vanessa, « L'employabilité des chômeurs de longue durée » Mise en perspective des littératures théorique et empirique,
Revue d'économie politique, 2002/2 Vol. 112, p. 197-227. DOI : 10.3917/redp.122.0197

Distribution électronique Cairn.info pour Daloz.

© Daloz. Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

L'employabilité des chômeurs de longue durée mise en perspective des littératures théorique et empirique

Bruno Decreuse*
Vanessa di Paola**

Le chômage engendre-t-il le chômage ? Le débat oppose les tenants d'une hétérogénéité pure, éventuellement inobservable du statisticien, aux partisans d'une véritable relation de dépendance des probabilités de sortie vis-à-vis de la durée de l'épisode de chômage. Après avoir présenté et illustré l'état de la littérature empirique, nous distinguons à l'aide d'un modèle simple quatre arguments avancés par la littérature théorique : l'hétérogénéité *ex ante*, le signal lié à la durée du chômage, la démoralisation des chômeurs de longue durée, et la perte de capital humain liée à l'épisode de chômage. Les implications en termes de politique économique sont également envisagées.

chômage de longue durée – hétérogénéité *ex ante* et *ex post* – dépendance temporelle

Long-term unemployment

*Does unemployment cause future unemployment? The empirical debate goes from (unobservable) heterogeneity to the so-called duration dependence. We survey and illustrate the empirical literature and build a simple model allowing to distinguish the four main arguments previously advanced by the theoretical literature: the *ex ante* heterogeneity, the unemployment duration viewed as a signal, the discouraged unemployed, and the human capital losses during unemployment spells. We also investigate policy implications.*

long-term unemployment – *ex ante* and *ex post* heterogeneity – duration-dependence

Classification JEL : J21, J64

1. Introduction

La persistance de taux de chômage élevés en France comme dans d'autres pays européens a fait l'objet d'importants débats théoriques et

* EUREQua, Maison des Sciences Économiques, 106-112 boulevard de l'Hôpital, 75647 Paris Cedex 13.

** Lest, 35, avenue J. Ferry, 13626 Aix-en-Provence Cedex.
E-mail : decrease@univ-paris1.fr et dipaola@univ-aix.fr.

empiriques. Mais davantage que le chômage, c'est la progression de l'exclusion, et en particulier celle des chômeurs de longue durée, qui suscite depuis quelques années l'inquiétude des pouvoirs publics. Le chômage de longue durée participe en effet au phénomène plus vaste de pauvreté. Il favorise l'émergence d'inégalités socialement déterminées face à la consommation et à la culture, et développe des comportements inhibants sur le marché du travail, synonymes de pertes de compétences et de capital humain.

Il est fort probable que chômage et chômage de longue durée aillent de pair. Si l'analyse traditionnelle du taux de chômage comme résultat de processus d'entrée (fin de formation initiale, licenciement) et de sortie (emploi, inactivité) distingue le niveau du taux de chômage de la durée moyenne passée au chômage, Budd, Levine et Smith [1988] mettent toutefois en évidence une corrélation statistique positive entre le taux de chômage et la part des chômeurs de longue durée dans le chômage global. Il convient donc de s'interroger sur les mécanismes confinant les chômeurs de longue durée dans l'état de chômeur. Une telle interrogation amène à se pencher sur le problème de la dépendance temporelle des taux de sortie du chômage : au regard des résultats de Budd *et al.* [1988], ces taux ne peuvent être constants. L'analyse empirique des taux de sortie du chômage met ainsi en avant un phénomène de dépendance temporelle de ces derniers. Jackman et Layard [1991] constatent par exemple, sur données britanniques, que 40 % des hommes quittent le chômage dans les trois premiers mois de l'épisode de chômage, alors que cette proportion chute à 4 % après quatre années de chômage. Ce constat a d'importantes répercussions sur le mode de détermination des salaires et les politiques économiques visant à réformer la structure du marché du travail. Les mesures de discrimination positive à l'égard des chômeurs de longue durée représentent une part non négligeable de la politique d'emploi dans les pays européens (voir Disney *et al.* [1991], pour obtenir un panorama complet sur cette question). Ces mesures prennent différentes formes, telles qu'une priorité à l'embauche dans le secteur public, la mise en place de programmes de formation, ou encore des réductions conséquentes des charges sociales conditionnellement à l'embauche d'un chômeur de longue durée.

Néanmoins, il est légitime de mettre en doute l'efficacité de ces dispositifs à partir de critères théoriques et empiriques. En effet, l'apparente dépendance temporelle des taux de sortie du chômage renvoie à deux schémas explicatifs majeurs. Le premier relève de purs phénomènes d'hétérogénéité. Les individus ont initialement des caractéristiques spécifiques induisant des probabilités d'embauche distinctes, de sorte que les chômeurs ayant les probabilités de sortie les plus basses sont sur-représentés parmi les chômeurs de longue durée. Le second renvoie au concept de la dépendance d'état, c'est-à-dire que la probabilité individuelle d'obtenir un emploi décroît avec la durée de l'épisode de chômage. L'enjeu est d'importance. Lorsque l'on est dans la première configuration, le chômage de longue durée et l'exclusion sociale n'ont pas d'impact sur les rémunérations et il n'y a pas lieu de dissocier le traitement du chômage de longue durée de celui du chômage global. Dans le second cas, tout chômeur est susceptible de devenir un chômeur de longue durée ; le type de contrat susceptible de lui être

proposé s'en ressent (Malcomson [1997]), et les mesures tournées vers la lutte contre le chômage de longue durée trouvent une légitimité.

Notre objectif est de rendre compte des évolutions des littératures théorique et empirique au regard de ce débat. L'une et l'autre sont inextricablement liées. L'historique des évaluations de la dépendance temporelle des risques de sortie du chômage est imprégnée de cette opposition entre dépendance d'état et hétérogénéité. La mise au point de procédures de plus en plus complexes de détection de l'hétérogénéité inobservée s'accompagne d'une réduction du pouvoir explicatif de la dépendance d'état dans la décroissance des risques individuels d'accès à un emploi. Compte tenu du degré de sophistication atteint, il paraît légitime de se demander dans quelle mesure le débat subsiste. C'est la tâche que nous avons assignée à la section 2, qui présente et illustre à partir du deuxième panel téléphonique du Céreq¹ les différentes mesures de la dépendance temporelle. Cette étude confirme l'existence simultanée des deux types de phénomènes.

Nous nous tournons ensuite vers les arguments mis en avant par la littérature théorique. Nous en avons distingué quatre : l'hétérogénéité pure, que l'on peut assimiler au phénomène des « transitoires-permanents », la discrimination négative à l'encontre des chômeurs de longue durée basée sur le signal que constitue la durée de chômage, la diminution de l'efficacité de la recherche d'emploi des chômeurs de longue durée (ou encore la démoralisation des chômeurs de longue durée), et les pertes de capital humain subies lors des épisodes de chômage. Pour les distinguer, nous proposons en section 3 un modèle unique recoupant les différents cas de figure. Ceux-ci sont ensuite développés séparément lors des sections 4 à 7.

2. Le débat empirique

Dans cette section, nous présentons les différentes mesures de la dépendance temporelle et leur articulation avec les phénomènes d'hétérogénéité. Notre objectif consiste à distinguer la *vraie* dépendance temporelle de la *fausse*, induite par la présence d'hétérogénéité non observée (selon la terminologie avancée par Elbers et Ridder [1982]). Les différentes méthodes d'estimation sont illustrées à l'aide du deuxième panel téléphonique du Céreq. La richesse de ce panel en termes d'effectifs (2 333 individus) et de durée d'observation (5 années) confère à nos estimations une légitimité empirique. Ces individus sont au cœur des dispositifs d'insertion ; il est donc important de comprendre la nature de leurs difficultés sur le marché du travail. L'homogénéité de la population considérée constitue un autre avantage, puisqu'elle facilite l'extraction de la *vraie* dépendance temporelle.

L'évolution des taux de sortie du chômage est le plus souvent approchée au travers des modèles économétriques de durée. La modélisation des pro-

1. Centre d'Études et de Recherches sur les Qualifications. Le panel est brièvement décrit en annexe 1.

cessus de sortie du chômage ne permet de distinguer les phénomènes d'hétérogénéité de ceux de dépendance d'état (Borjas et Heckman [1980], Flinn et Heckman [1983]) que dans ses développements les plus récents. Jackman et Layard [1991] proposent une autre voie d'analyse fondée sur le comportement de séries temporelles agrégées. Ils comparent le taux de sortie du chômage pour l'ensemble de la population à celui des entrants. S'il y a hétérogénéité et absence de dépendance d'état, les deux séries varient dans les mêmes proportions. Or, ils observent que le taux agrégé diminue beaucoup plus fortement que celui des entrants. Ce constat n'est pas compatible avec une explication basée sur une pure hétérogénéité et suggère que la dépendance d'état doit être présente (voir également Van den Berg et Van Ours [1997]).

Plus généralement, l'étude empirique des durées de chômage prend appui sur l'observation de données individuelles. Les modèles de durée permettent en effet de considérer la censure présente dans les enquêtes. Cette censure conduit à sous-estimer la durée moyenne passée dans l'état. Définissons la fonction de risque, qui représente les chances à un instant donné de quitter le chômage sachant que l'individu y était encore à cet instant. Ce risque est noté $\mu(s|a)$ où s désigne l'ancienneté au chômage et a un vecteur de données spécifiques à l'individu. Les améliorations successives des spécifications des modèles de durée ont permis d'identifier de plus en plus finement la part d'hétérogénéité dans la décroissance du risque de sortie du chômage.

Les premiers estimateurs de la fonction de risque sont dus à Kaplan et Meier [1958]. Il s'agit d'estimateurs non-paramétriques, c'est-à-dire qui ne nécessitent pas de préciser une distribution particulière des durées de chômage. De l'estimation Kaplan-Meier de la fonction de risque de sortie du chômage découle un constat empirique allant dans le sens d'un taux instantané de sortie globalement décroissant dans le temps. Une estimation réalisée sur le deuxième panel téléphonique du Céreq permet d'illustrer ce propos (figure 1).

Le risque est strictement décroissant. Initialement proche de 20 %, le risque tombe à près de 7 % au bout d'un an, et demeure stationnaire en-deça de 4 % au-delà de deux ans. La probabilité qu'un individu trouve un emploi dans les trois mois qui suit son entrée au chômage est supérieur à 1/2. Cette probabilité n'est plus que de 20 % au bout d'un an, et de 10 % au-delà de deux ans.

Cette décroissance de la fonction de risque agrégé sur tout l'échantillon peut être assimilée empiriquement au phénomène bien connu du chômeur « transitoire-permanent » (Blumen, Marvin et MacCarthy [1955], Lancaster [1979]). Cet argument part du constat que les individus ont des risques de sortie du chômage hétérogènes. Les personnes ayant les probabilités de sortie les plus élevées sortent rapidement de l'état — les transitoires — tandis que les autres restent plus longtemps au chômage — les permanents. L'agrégation des risques individuels de sortie du chômage crée une dépendance négative artificielle du risque moyen. Un tri s'opère en effet au cours du temps, éliminant de chaque cohorte de chômeurs les individus ayant les chances de sortie les plus élevées. De ce fait, le risque de la population

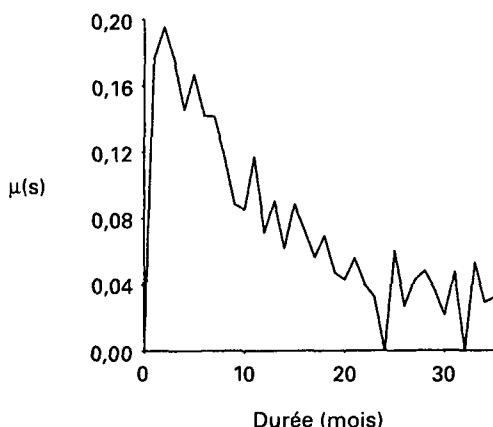


Figure 1. Estimation non paramétrique du taux de sortie du chômage vers l'emploi.

observée tend vers le risque le plus faible (nous détaillons ces divers points en section 4).

L'existence de ce phénomène induit la nécessité de contrôler l'hétérogénéité individuelle tant observée que non observée. Ainsi, il convient de s'intéresser aux modèles permettant de caractériser le poids des caractéristiques individuelles. Les premiers d'entre eux reposent sur des formes paramétriques supposées de la fonction de risque. Ils conduisent à s'interroger sur le choix de la distribution des durées de chômage, crucial quant à la nature de la dépendance temporelle obtenue (Heckman et Singer [1984], Alaouze [1987]). Une estimation réalisée à partir du deuxième panel téléphonique du Céreq retenant différentes formes parmi les plus courantes de la distribution des durées (exponentielle, Weibull, log-logistique) montre l'importance du choix de la distribution puisqu'on obtient alors des formes antagonistes de la dépendance temporelle (figure 2). Les variables individuelles et les résultats des estimations figurent en annexe.

Lorsque l'on suppose que les durées de chômage sont distribuées selon une loi log-logistique, les caractéristiques individuelles ne modifient pas la nature négative de la dépendance temporelle. Par contre, dans le cas d'une loi exponentielle, il n'y a, par définition, plus de dépendance d'état et dans le cas d'une loi Weibull, la dépendance d'état devient positive. Toutefois, le paramètre traduisant la dépendance temporelle est non significatif dans ce dernier cas.

Mais l'hétérogénéité interindividuelle ne relève pas que de caractéristiques observables de l'économètre. L'existence d'une hétérogénéité non observée est susceptible de biaiser les estimations du risque de sortie. Le contrôle de l'hétérogénéité non observée selon les procédures des modèles mixtes peut alors modifier la forme de la dépendance temporelle. Les modèles mixtes considèrent une quantité individuelle, invariante dans le temps, inconnue et variant d'une sous-population à l'autre. Cette quantité peut être

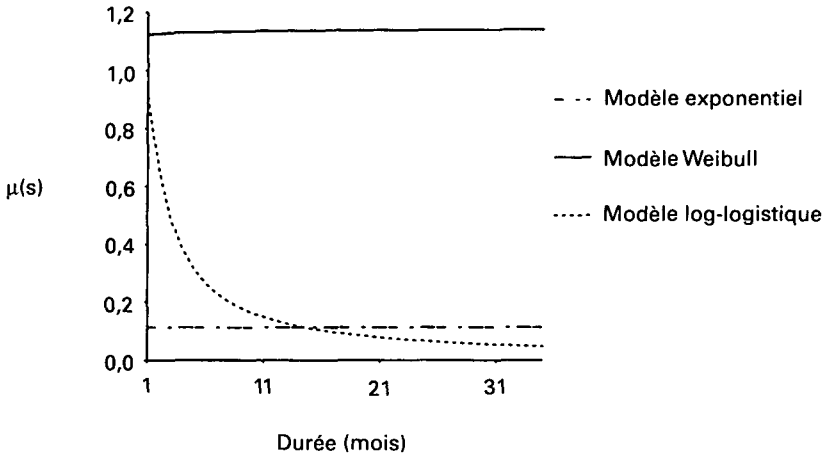


Figure 2. Fonction de risque de sortie du chômage vers l'emploi pour différentes paramétrisations.

assimilée à un paramètre stigmatisant l'hétérogénéité non observée. Chaque sous-population est supposée homogène par rapport au paramètre d'hétérogénéité non observée. L'estimation d'un modèle mixte, c'est-à-dire un modèle où l'on spécifie à la fois une distribution de la fonction de risque de sortie du chômage et une distribution du paramètre qualifiant l'hétérogénéité non observée, permet de limiter le biais de dépendance temporelle induit par la présence non contrôlée d'hétérogénéité non observée. La figure 3 représente à nouveau l'estimation du risque de sortie du chômage en fonction de différentes lois de distribution des durées de chômage, mais ces estimations contrôlent l'hétérogénéité non observée. Le fait remarquable est que les trois estimations rendent compte d'une dépendance temporelle globalement négative. Ce résultat est troublant dans le cas de la loi Weibull, la prise en compte de l'hétérogénéité inobservée se traduisant par un renforcement de la dépendance temporelle. Nous attribuons ce phénomène à une mauvaise spécification économétrique, plutôt qu'aux variables individuelles².

Lancaster et Nickell [1980] mettent en avant le fait que différents choix de distribution pour la durée et le paramètre d'hétérogénéité peuvent conduire à une même fonction de densité mixte, à un même modèle mixte. L'estimation d'un tel modèle ne permet donc pas de conclure sur la forme exacte de la dépendance temporelle puisque cette estimation est compatible avec des distributions de durée distinctes, pouvant être aussi bien croissantes que décroissantes dans les cas extrêmes. Ainsi, le constat empirique de dépendance temporelle obtenu à partir de ce type de modèle a de fortes chances

2. Les estimations s'avèrent en effet peu sensibles au choix des variables explicatives. Les erreurs de spécification sont relativement courantes avec des lois aussi sévères que la loi Weibull, qui impose une dépendance temporelle strictement monotone.

d'être sujet à caution, et il devient impossible de distinguer la dépendance temporelle de l'hétérogénéité inobservée. Le recours à des estimations ne nécessitant pas l'imposition d'une forme particulière de la distribution des durées de chômage permet de limiter ce problème. Aussi, une autre façon de spécifier le taux de sortie du chômage consiste à estimer un modèle constant par morceaux (Han et Hausman [1990]).

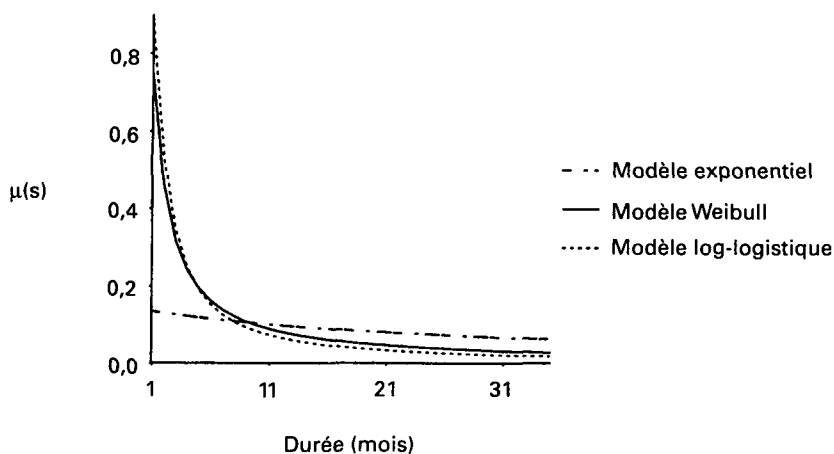


Figure 3. Fonction de risque de sortie du chômage vers l'emploi pour différentes paramétrisations — modèles mixtes gamma.

Dans un modèle constant par morceaux, l'intervalle de temps est découpé en plusieurs sous-périodes, et sur chaque sous-période, le risque est supposé constant. Ainsi, la forme globale du risque n'est pas prédéterminée par l'économètre, mais peut prendre une forme se rapprochant davantage de celle du vrai processus générateur de données, et ce sans hypothèse paramétrique forte. Sur chaque intervalle de temps, ne sont présents dans l'estimation du risque que les individus encore dans l'ensemble soumis au risque ; il n'est plus possible d'agrèger un risque fort émanant d'individus ayant quitté l'état lors des premières périodes, au risque faible de la population encore au chômage les dernières périodes (Meyer [1990] ; Joutard et Ruggiero [1996]). La figure 4 représente la fonction de risque lorsque celle-ci est modélisée de manière constante par morceaux selon un découpage spécifique de l'axe temporel³. Bien que l'effet de la dépendance d'état s'avère moindre que lors des estimations précédentes, la fonction de risque est une fois de plus strictement décroissante. Cette estimation s'avère sensible au choix de l'intervalle de temps sur lequel on postule que le risque est

3. Le choix des périodes repose sur l'estimation Kaplan-Meier des durées de chômage, selon la méthode préconisée par Meyer [1990].

constant (di Paola [2000]). Horowitz [1999] propose une méthode d'estimation non paramétrique permettant de pallier cette difficulté⁴.

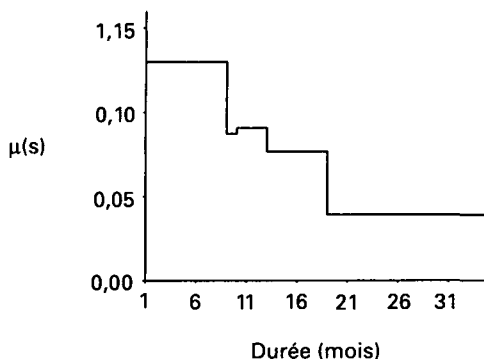


Figure 4. Fonction de risque de sortie du chômage vers l'emploi — Modèle constant par morceaux.

Heckman et Singer [1984] montrent que l'estimation de la distribution de probabilité de la durée est sensible au choix de la distribution du paramètre d'hétérogénéité non observée. Ils développent un estimateur NPMLE — *non parametric maximum likelihood estimator* — permettant d'y remédier. La spécification qu'ils proposent permet de distinguer différentes sous-populations sans fournir les critères les différenciant (au sens où l'on ne sépare pas *a priori* les divers groupes). Si, sur la base d'une spécification constante par morceaux, on parvient à distinguer différents groupes d'individus homogènes entre eux sur des critères non observables, et à connaître le poids de chacun de ces groupes ainsi que la forme prise par le risque pour chaque groupe, alors on aura l'effet de la *vraie* dépendance temporelle. Sur cette base, les travaux empiriques de Stancanelli [1999] et de Lubjova et van Ours [1999] mettent en évidence l'existence de deux types de populations (les transitoires et les permanents), coexistant avec une vraie dépendance temporelle globalement négative⁵.

Il ressort de ce survol de la littérature empirique que (i) le contrôle de l'hétérogénéité réduit fortement la part de la dépendance d'état dans la décroissance des chances de sortie du chômage, mais que (ii) on ne peut exclure l'existence de phénomènes de dépendance temporelle. Ces conclusions sont susceptibles d'intéresser les décideurs de la politique économique et remettent en question l'utilité des mesures d'aide à l'insertion des chômeurs de longue durée. Au-delà du constat de la présence de dépendance temporelle, il est important de trancher quant à l'origine de cette

4. Cette méthode reste exploratoire et, à ce jour, ne peut être mise en œuvre sur des données réelles ; Horowitz réalise ces estimations sur des données simulées.

5. Voir di Paola [2000] pour les résultats, allant dans le même sens, sur le deuxième panel téléphonique de Céreq.

dépendance : les mesures de politique économique adaptées ont de grandes chances de varier avec les sources de la dépendance temporelle. Il y a donc place pour un débat théorique, débat qui occupe les sections suivantes.

3. Un modèle simple

Nous présentons la structure d'un modèle général englobant les divers cas de dépendance temporelle. Chacune de ces configurations sera étudiée séparément lors des sections suivantes. Le modèle lui-même s'inscrit dans la lignée des modèles de chômage d'appariement développés par Diamond [1982] et Pissarides [1990].

Nous supposons que $\delta > 0$ agents apparaissent au chômage à chaque instant sans distinguer leur état d'origine — inactivité ou emploi. Chaque individu est caractérisé par une productivité intrinsèque a . Cette caractéristique, ou type, est distribuée selon une loi F de support A . Les épisodes de chômage ont pour propriété d'atrophier les compétences de ceux qui les subissent. Le capital humain d'un individu de type a dont la durée passée au chômage est s s'écrit ainsi :

$$h(a, s) = aH(s) \quad [1]$$

où $H(0) = 1$ et $H'(s) \leq 0$. De la même façon que les individus en emploi sont sensés connaître des effets d'apprentissage, on peut interpréter la fonction H comme une technologie d'oubli. Coles et Masters [2000] proposent une autre formule, celle d'inapprentissage par l'absence de pratique — « *un-learning by not doing* ». La qualité de la rencontre entre un chômeur et un poste vacant est stochastique. On suppose ainsi que la productivité de l'appariement est affectée *ex ante* d'un choc idiosyncratique ϵ (Pissarides [1990], chapitre 5). La variable aléatoire ϵ est distribuée selon une loi G de support E . La valeur des flux de profit actualisés obtenue par l'employeur est proportionnelle à la valeur ajoutée créée par le travailleur⁶. On note $\pi(a, s)$ la valeur d'un emploi occupé par un travailleur de type a dont la durée de chômage est s .

$$\pi(a, s) = \epsilon aH(s) \quad [2]$$

Au contraire de la durée de l'épisode de chômage, le type de l'individu est imparfaitement observé par les firmes. L'entretien d'embauche qui prélude à toute signature d'un contrat fournit une probabilité $b \in [0, 1]$ à l'employeur de connaître le type du travailleur. Le profit anticipé s'écrit :

6. L'entreprise a ainsi pour but de maximiser la productivité de l'appariement. Coles et Masters [2000] déduisent une telle forme du profit instantané d'un modèle de négociations stratégiques.

$$\tilde{\pi}(a, s) = \begin{cases} \pi(a, s) & \text{avec probabilité } b \\ \epsilon H(s) E(a|s) & \text{avec probabilité } (1 - b) \end{cases} \quad [3]$$

En cas de succès de la procédure, le profit anticipé coïncide avec le profit effectif. En cas d'échec, l'employeur doit estimer la caractéristique de l'individu, conditionnellement à sa durée de chômage.

La sélection opérée par l'entretien d'embauche est la plus simple possible. L'employeur se fixe un objectif de profit minimal, $\underline{\pi} \geq 0$. Si la valeur anticipée générée par un appariement est inférieure à ce profit minimal, la demande du chômeur est rejetée ; sinon, il commence instantanément l'activité productive. Cet objectif de profit minimal peut correspondre à un ensemble de coûts fixes précédant la création d'un emploi, comme la nécessité de former le travailleur, ou d'acquérir une unité de capital physique. Plus généralement, toute embauche supporte un coût d'opportunité ; celui, par exemple, de ne pas attendre un individu plus compétent.

On note $p(s)$ la probabilité qu'un chômeur dont la durée de chômage est s obtienne un entretien d'embauche. Dans la mesure où nous considérons que l'efficacité de la recherche d'emploi peut décroître avec la durée de chômage, on a :

$$p(s) = m\lambda(s) \quad [4]$$

où $\lambda'(s) \leq 0$, et $\lambda(0) = 1$. Un chômeur dont la durée de chômage est nulle fournit une unité de recherche. Le nombre d'unités de recherche décroît avec la durée de chômage lorsque $\lambda'(s) < 0$. On peut interpréter m comme la « probabilité » de rencontre par unité de recherche ; il faut la lier au niveau de la demande de travail macroéconomique.

A contrario, la probabilité de sortie du chômage d'un chômeur de type a dont la durée de chômage est s tient compte du refus éventuel de l'employeur, de sorte que :

$$\mu(s|a) = p(s) P(\tilde{\pi}(a, s) \geq \underline{\pi}) \quad [5]$$

Enfin, on note $\bar{\mu}(s)$ le risque moyen de sortie du chômage au sein de la cohorte de chômeurs d'ancienneté de chômage s . Par construction, on a :

$$\bar{\mu}(s) = \int_A \phi(a|s) \mu(s|a) da \quad [6]$$

où $\phi(a|s)$ est la densité des individus de type a au sein de la cohorte d'ancienneté s .

4. Hétérogénéité pure et inemployabilité

Selon cette explication, l'apparente dépendance de la probabilité de sortie du chômage vis-à-vis de la durée passée au chômage est due à un biais de sélection. Les agents sont hétérogènes, et les chômeurs dont les compétences sont les moins élevées sont ceux dont la probabilité de sortie du chômage est la plus faible. Ainsi, la probabilité apparente de sortie du chômage diminue avec la durée de chômage observée, mais cette dernière n'a aucun effet sur la probabilité individuelle de sortie du chômage.

Le modèle met facilement en exergue un tel argument. Admettons qu'il n'y a aucune incertitude sur les compétences des chômeurs, *i.e.* $b = 1$, que celles-ci sont indépendantes de la durée passée au chômage, *i.e.* $H'(s) = 0$, que l'efficacité de la recherche d'emploi ne décroît pas au cours du temps, *i.e.* $\lambda'(s) = 0$, et que les entreprises ont un objectif de profit minimal positif, *i.e.* $\pi > 0$. Nous supposons que les capacités des agents sont distribuées selon une loi uniforme sur $[0, 1]$, soit $F_A = U_{[0,1]}$, et que le support des chocs idiosyncratiques de productivité est $[0, \infty[$, soit $G_E = G_{[0, \infty[}$. Cette dernière hypothèse donne aux individus les moins « doués » la possibilité de faire une rencontre qui débouche sur une embauche. En son absence, deux sous-populations apparaissent, l'une composée d'individus disposant d'une probabilité positive de sortie du chômage, l'autre d'individus dont la probabilité de sortie est nulle. C'est par exemple ce qui se produit dans le modèle de Roed [1998], l'auteur identifiant les chômeurs de longue durée aux exclus du marché du travail. Un individu de type a est embauché à condition que $\epsilon \geq \frac{\pi}{a}$. Le risque individuel de sortie du chômage ne dépend que du type de l'individu, et non de la durée de son épisode de chômage :

$$\mu(s|a) = m \left(1 - G \left(\frac{\pi}{a} \right) \right) \quad [7]$$

La probabilité qu'un tel individu soit encore au chômage au bout d'une durée s est alors égale à $\exp[-m(G(\frac{\pi}{a}))s]$. Cette probabilité décroît avec le type de l'individu, mais croît avec les exigences des firmes. Le « nombre » de chômeurs de type a dont la durée de chômage est s vaut ainsi :

$$u(a|s) = \delta \left[-m \left(1 - G \left(\frac{\pi}{a} \right) \right) s \right] \quad [8]$$

La densité des individus de type a au sein de la cohorte d'ancienneté de chômage s est alors :

$$\phi(a|s) = \frac{\exp\left[-m\left(1 - G\left(\frac{\pi}{a}\right)\right)s\right]}{\int_0^1 \exp\left[-m\left(1 - G\left(\frac{\pi}{\alpha}\right)\right)s\right] d\alpha} \quad [9]$$

Par conséquent, le risque moyen de sortie du chômage au sein de la cohorte d'ancienneté de chômage s s'écrit :

$$\bar{\mu}(s) = m \left[1 - \frac{\int_0^1 \exp\left[mG\left(\frac{\pi}{a}\right)s\right] G\left(\frac{\pi}{a}\right) da}{\int_0^1 \exp\left[mG\left(\frac{\pi}{\alpha}\right)s\right] d\alpha} \right] \quad [10]$$

Les propriétés de la fonction $\bar{\mu}(s)$ sont les suivantes :

- $\bar{\mu}'(s) < 0$
- $\lim_{s \rightarrow 0} \bar{\mu}(s) = m \left[1 - \int_0^1 G\left(\frac{\pi}{a}\right) da \right] < m$
- $\lim_{s \rightarrow \infty} \bar{\mu}(s) = 0$

Ainsi $\bar{\mu}$ décroît avec s jusqu'à rejoindre le risque de sortie le plus bas : $\mu(s|0) = 0$ pour tout $s \geq 0$. La distribution des types individuels au sein d'une cohorte de même ancienneté se décale vers la gauche à mesure que s augmente. Autrement dit, il est de plus en plus fréquent de rencontrer des individus dont le type est « bas ».

L'argument de l'hétérogénéité *ex ante* va évidemment à l'encontre des politiques de discrimination positive à l'égard des chômeurs de longue durée. Il n'y a pas de raison de dissocier le traitement global du chômage de celui du chômage de longue durée. La répartition de ce chômage entre individus de « bon » et de « mauvais » type est ensuite une question d'ordre éthique : faut-il, par exemple, favoriser l'insertion des peu diplômés en accroissant la fiscalité pesant sur les diplômés ?

Une autre implication de l'absence de dépendance d'état est que le type de contrat salarial susceptible d'émerger entre une firme et un travailleur n'a aucune raison d'être affecté par la part des chômeurs de longue durée dans le chômage global.

5. Le signal véhiculé par la durée de chômage

La durée de chômage révèle en partie le type de l'individu. Un chômeur de longue durée peut ainsi correspondre à un individu compétent mais mal-

chanceux qui n'a jamais décroché le moindre entretien d'embauche, ou à un individu incompetent, qui n'a pas satisfait aux exigences des employeurs. La probabilité que l'individu soit productif décroît avec la durée de l'épisode de chômage, ce qui va conduire les employeurs à discriminer les candidats à l'embauche au prorata de leur durée de chômage.

Cet argument peut être mis en lumière lorsque l'on impose dans le modèle que $E = \{1\}$, $F_A = U_{[0,1]}$, $H(s) = \lambda(s) = 1$. Enfin, nous admettons que $0 < \underline{\pi} < \frac{1}{2}$. Cette restriction est rendue nécessaire par le fait que $E(a|s=0) = 1/2$. Si les exigences des employeurs dépassent 1/2, leur intérêt est de ne pas investir le marché du travail. Le risque individuel de sortie du chômage dépend de façon plus complexe de caractéristiques individuelles et de la durée de l'épisode de chômage :

$$\mu(s|a) = \begin{cases} bm & \text{si } E(a|s) < \underline{\pi} \text{ et } a \geq \underline{\pi} \\ (1-b)m & \text{si } E(a|s) \geq \underline{\pi} \text{ et } a < \underline{\pi} \\ m & \text{si } E(a|s) \geq \underline{\pi} \text{ et } a \geq \underline{\pi} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad [11]$$

La difficulté tient au calcul de l'espérance conditionnelle $E(a|s)$ dans cette dernière expression. L'annexe montre que :

$$E(a|s) = \frac{e^{bms} \frac{\pi^2}{2} + \frac{1-\pi^2}{2}}{e^{bms} \underline{\pi} + 1 - \underline{\pi}} \quad [12]$$

Cette espérance décroît avec la durée de chômage, les individus les plus doués étant soumis à un taux de sortie plus élevé. Ainsi, leur poids parmi la population de chômeurs s'affaiblit progressivement. Comme $\lim_{s \rightarrow \infty} E(a|s) = \frac{\pi}{2} < \underline{\pi}$, il existe une unique durée de chômage σ telle que $E(a|s) \cong \underline{\pi}$ selon que $s \cong \sigma$. Cette durée est déterminée par l'égalité $E(a|\sigma) = \underline{\pi}$. On obtient ainsi :

$$\sigma = \frac{1}{bm} \ln (1 + \underline{\pi}^{-2} - 2 \underline{\pi}^{-1}) \quad [13]$$

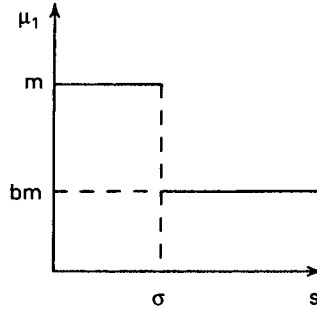
Les cohortes de chômeurs qui ont dépassé la durée σ ont une productivité moyenne inférieure à $\underline{\pi}$. Les firmes ne prennent donc pas le risque d'embaucher un chômeur d'une telle cohorte en l'absence d'information précise sur son type. La durée σ constitue ainsi un seuil au-delà duquel les chômeurs ne bénéficient plus d'une « présomption de qualité ». Cette durée limite décroît avec la qualité du processus de sélection b , le niveau de la demande de travail macroéconomique m et les exigences des employeurs $\underline{\pi}$. La durée passée au chômage a donc un impact évident sur la probabilité de sortie par le biais du signal (négatif) qui lui est associée. Il faut toutefois distinguer le risque individuel de sortie du chômage selon que l'individu est d'un bon ou

d'un mauvais type. On note μ_1 (resp. μ_2) le risque de sortie des individus dont la productivité est supérieure (resp. inférieure) à $\underline{\pi}$:

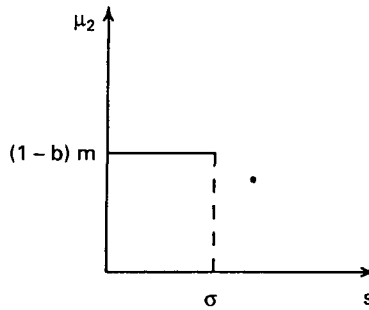
$$\mu_1(s|a) = \begin{cases} m & \text{si } s \leq \sigma \text{ et } a \geq \underline{\pi} \\ bm & \text{si } s > \sigma \text{ et } a \geq \underline{\pi} \end{cases}$$

$$\mu_2(s|a) = \begin{cases} (1-b)m & \text{si } s \leq \sigma \text{ et } a < \underline{\pi} \\ 0 & \text{si } s > \sigma \text{ et } a < \underline{\pi} \end{cases}$$

La figure 5 représente le risque de changement d'état selon que l'individu est doué ($a \geq \underline{\pi}$) ou ne l'est pas ($a < \underline{\pi}$).



(a) $a \geq \underline{\pi}$



(b) $a < \underline{\pi}$

Figure 5. Risque individuel selon le temps passé au chômage et le type de l'individu.

Le risque moyen de sortie du chômage au sein d'une cohorte d'ancienneté de chômage s s'écrit alors :

$$\bar{\mu}(s) = P(a < \underline{\pi}|s) \mu_1(s|a) + [1 - P(a < \underline{\pi}|s)] \mu_2(s|a) \quad [14]$$

La figure 6 représente cette fonction (détaillée en annexe). Elle est strictement décroissante et discontinue en σ . Cette discontinuité déjà valide au niveau individuel révèle l'effet du signal lié à la durée passée au chômage. En dehors de ce point particulier, la décroissance de la courbe est due à la diminution de la part des individus doués parmi les chômeurs. Il s'agit en fait d'une forme mixte de dépendance temporelle et d'hétérogénéité, l'une ne pouvant exister sans l'autre ici.

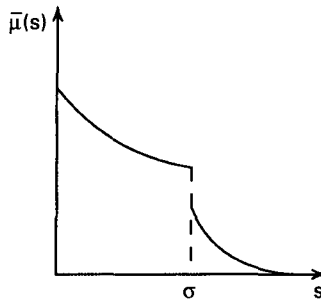


Figure 6. Risque moyen de sortie du chômage avec signal négatif de la durée passée au chômage.

Lockwood [1991] suppose que les firmes déterminent l'efficacité de l'entretien d'embauche. Ainsi, b est une fonction croissante du coût dépensé par les firmes. Il en résulte deux propriétés importantes. Tout d'abord, le caractère négatif du signal véhiculé par la durée de chômage augmente avec les coûts dépensés par les firmes. Il s'agit d'une externalité : la firme représentative ne bénéficie pas de cette amélioration, ce qui tend à modérer ses dépenses en matière de sélection. D'autre part, et dans la mesure où le processus de sélection est coûteux, les individus ayant dépassé une durée de chômage « acceptable » voient leur candidature systématiquement rejetée par les employeurs potentiels.

Ainsi, le modèle de Lockwood met en exergue un processus endogène d'éviction des chômeurs de longue durée du marché du travail. Au contraire des arguments traditionnels dont les fondements sont institutionnels (allocations chômage et/ou salaire minimum), c'est ici le comportement rationnel des firmes qui est aux sources de l'exclusion. Lockwood montre en outre que la durée « acceptable » de chômage est procyclique, ce qui fournit une explication nouvelle au déplacement de la courbe de Beveridge. En effet, les phases hautes d'activité diminuent le coût d'opportunité de l'investissement dans les entretiens d'embauche, ce qui rend possible l'examen et l'embauche des candidatures émanant des chômeurs de longue durée. Ceux-ci re-

prennent alors leur recherche d'emploi, ce qui augmente le nombre effectif de chômeurs. Selon Lockwood, un tel argument est compatible avec les résultats de Jackman, Pissarides et Savouri [1990], qui montrent que l'amélioration de la conjoncture dans le milieu des années 80 dans la plupart des pays de l'OCDE ne s'est pas accompagnée d'une baisse du taux de chômage en dépit d'un taux d'emplois vacants plus élevé. A titre d'exemple, Jackman, Layard et Pissarides [1985] estiment que le taux de chômage structurel du Royaume-Uni pour un nombre donné de postes vacants a été multiplié par un facteur de 1,64 entre les années 70 et 80.

Si la réalité économique correspond, au moins partiellement, au modèle de Lockwood, alors la probabilité de sortie du chômage diminue avec la durée passée au chômage, même si ce phénomène est corrélé avec la diminution du type moyen des chômeurs. Autrement dit, la durée passée au chômage crée l'hétérogénéité entre agents initialement identiques, quand bien même ce processus dépend d'une hétérogénéité *ex ante* au sein des nouvelles cohortes de chômeurs. Cette imbrication forte des phénomènes d'hétérogénéité et de dépendance temporelle soulève une nouvelle fois le problème de la mesure ; la tentation ici est d'attribuer à l'hétérogénéité la responsabilité entière de la décroissance du risque de sortie. Les approches proposées par Stancanelli [1999] et Lubjova et van Ours [1999] permettent de pallier cette difficulté.

6. Le chômeur démoralisé

A mesure que l'épisode de chômage perdure, l'individu perd contact avec la sphère productive. D'autre part, le sentiment d'échec, la désocialisation progressive, nuisent à la stabilité de son environnement, à la qualité de sa recherche d'emploi. La littérature recoupe l'ensemble de ces phénomènes sous l'appellation de chômeur démoralisé. De nombreux travaux à la lisière de la science économique et de la sociologie mettent ainsi en avant une relation très forte et négative entre la santé mentale des chômeurs et la durée de l'épisode de chômage (voir par exemple l'étude de Darity et Goldsmith [1996]).

Éliminons les paramètres du modèle qui ne sont pas directement liés au découragement des chômeurs. Soit $\pi = 0$, $b = 1$, $F_A = U_{[0,1]}$, $E = \{1\}$, $H(s) = 1$. Par contre, nous supposons que l'efficacité de la recherche d'emploi décroît avec la durée passée au chômage, soit $\lambda'(s) < 0$. La structure simple du modèle énonce alors immédiatement que :

$$\bar{\mu}(s) = m\lambda(s) \quad [15]$$

La densité $\phi(a|s) = 1$ est indépendante de la durée de chômage et de la valeur de la caractéristique considérée. L'hétérogénéité, fut-elle inobservable, n'entraîne pas la dépendance temporelle. Cette dernière est ici immédiate parce qu'imposée ; l'interrogation porte alors sur les mécanismes économiques susceptibles d'induire une relation comme (15).

6.1. Effort de recherche et revenu anticipé

Le premier argument est du à Pissarides [1992] et empiète sur la section suivante. Selon l'auteur, la recherche d'un emploi nécessite la dépense d'un coût, dont le chômeur contrôle la hauteur. Parallèlement, les compétences des chômeurs de longue durée sont diminuées. Leur productivité et leur rémunération anticipées sont donc plus faibles, de sorte que le bénéfice marginal de la dépense en recherche d'emploi diminue avec la durée de l'épisode de chômage. L'effort de recherche optimal décroît ainsi avec la durée passée au chômage ; il en est alors de même de la probabilité de sortie du chômage.

L'argument de Pissarides souffre toutefois d'une de ses hypothèses de modélisation. L'auteur postule en effet que la durée de vie des firmes n'est que d'une période, de sorte que l'ensemble de la population active est au chômage à l'issue de la période considérée. Les individus d'une même génération, qu'ils aient été chômeurs ou employés, sont donc tous confrontés au même horizon de vie active lorsqu'ils envisagent leur recherche d'emploi en deuxième période. Si Pissarides avait pu se débarrasser d'une telle hypothèse, il aurait mis en lumière une dépendance temporelle qui ne provient pas d'une perte de capital humain : les chômeurs de longue durée, confrontés à un horizon de vie active restreint, diminuent l'investissement consacré à la recherche d'un emploi. Cet argument remonte à Gronau [1971]. Considérons par exemple un individu dont la durée de chômage est s , l'âge de cessation de l'activité T , et supposons que la désutilité de la recherche d'un emploi $c(e)$ croisse avec l'effort de recherche e , alors que la probabilité de rencontre $p(e)$ augmente avec ce même effort - nous considérons que $p(e) = me$. Le chômeur maximise son espérance d'utilité $x(s)$ escomptée au taux r . Cette espérance d'utilité s'écrit récursivement :

$$rx(s) = \max_e \{-c(e) + me [y(s) - x(s)] + \bar{x}(s)\}$$

avec $x(s) = 0$ pour tout $s > T$. En cas de rencontre fructueuse, le travailleur obtient l'utilité $y(s) = w \int_s^T e^{-rs} ds = w \frac{1 - e^{-r(T-s)}}{r}$, où w est le taux de salaire. L'effort optimal de recherche résoud :

$$e^*(s) = c^{-1} [m(y(s) - x(s))] \quad [16]$$

L'effort de recherche a deux propriétés importantes : il décroît à mesure que le gain lié à l'obtention d'un emploi diminue et il est nul lorsque l'agent a atteint l'âge de cessation d'activité $s = T$. Cet exemple permet d'expliquer pourquoi les chômeurs âgés connaissent des épisodes de chômage plus longs que la moyenne. Le calcul exact de la fonction strictement décroissante e nécessite de résoudre le problème de Cauchy suivant :

$$\begin{cases} \dot{x}(s) = rx(s) + c(e^*(s)) - me^*(s)[x(s) - y(s)] \\ x(T) = 0 \end{cases}$$

Ljungqvist et Sargent [1998] prolongent l'analyse. Ils considèrent le comportement de recherche d'un travailleur soumis à des pertes de compétence durant les épisodes de chômage, ainsi qu'à des gains de productivité durant l'emploi. L'intensité de recherche d'emploi apparaît non-monotone avec la durée passée au chômage. Elle croît initialement, puis décroît après avoir atteint un maximum. Cette évolution du risque de sortie renvoie aux estimations de van den Berg et van Ours [1994] pour les Pays-Bas. La non-monotonie est liée à l'asynchronisme des mouvements du salaire de réserve et du salaire anticipé. En effet, le salaire de réserve incorpore instantanément les changements du salaire anticipé qui ne se produiront que dans le futur.

6.2. Le rôle de l'indemnisation du chômage

Le second argument repose sur le système d'indemnisation du chômage. Comme le rappelle Cases [1994], les premières estimations sur ce thème tendaient à montrer que l'intensité de la recherche d'emploi décroissait avec la générosité de l'assurance-chômage. Ces estimations justifiaient la diminution des prestations avec la durée passée au chômage. Les analyses récentes remettent en cause de tels résultats, à la fois selon des critères empiriques et théoriques. Tout d'abord, l'effet des allocations chômage varie de manière importante selon la définition du chômage et la construction du taux de remplacement (Atkinson, Gomulka et Mickelwright [1984]). L'une des raisons probables est qu'un montant d'indemnisation élevé favorise la recherche d'emploi, que ce soit matériellement ou psychologiquement. Il n'y a aujourd'hui de consensus parmi les économètres qu'au niveau des changements de régime d'indemnisation. Le risque de sortie du chômage augmente considérablement à l'approche des fins de droit (Meyer [1990], sur données américaines et Joutard et Ruggiero [1996], sur données françaises). Van den Berg [1990] fournit des arguments théoriques justifiant un tel comportement. L'idée simple est que le salaire de réserve d'un chômeur diminue au fur et à mesure que ce dernier se rapproche de la date des fins de droit. La probabilité que le travailleur accepte une offre augmente donc mécaniquement. Cependant, le modèle de base implique également que le risque de sortie du chômage est maximal après la date des fins de droit. Cette propriété jure avec les comportements réels observés sur le marché du travail, où le risque de sortie baisse rapidement après la durée d'indemnisation. Nous pouvons amender cette propriété en donnant un rôle positif à l'indemnisation du chômage. Les individus à la recherche d'un emploi doivent maintenir un train de vie raisonnable, ne serait-ce que pour financer tout ou partie des frais de déplacement occasionnés par les entretiens d'embauche, et pour maintenir un réseau relationnel composé en majeure partie d'individus en emploi. En d'autres termes, le montant d'indemnisation peut

servir à l'amélioration de la recherche d'emploi. Cette ligne d'argument a été développée initialement par Tannery [1983] et Ben-Horim et Zuckerman [1987]. Supposons par exemple que l'effort de recherche d'un chômeur dépende de la somme d qu'il y consacre. L'individu n'a pas accès au marché financier et touche une indemnité chômage D jusqu'à ce que la date T soit atteinte. Pour simplifier, on suppose que le montant des allocations chômage est nul ensuite. Un chômeur dont la durée de chômage est s maximise son utilité intertemporelle :

$$rx(s) = \max_d \{ u(D - d) + md[y - x(s)] + \bar{x}(s) \} \quad [17]$$

où u est l'utilité du revenu. Cette fonction est strictement concave. Si l'individu est embauché, il obtient l'utilité $y = u(w)/r$, où w le taux de salaire est supérieur au montant de l'indemnisation D . Puisque l'horizon T s'assimile à une perte de revenu pour le chômeur, la valeur de sa recherche d'emploi $x(s)$ décroît à mesure que la durée de l'épisode de chômage augmente. La condition du premier ordre s'écrit :

$$d^*(s) = D - u^{-1} [m(y - x(s))] \quad [18]$$

L'effort de recherche croît sur l'intervalle $[0, T[$ pour atteindre son maximum à la date des fins de droit. Il est nul ensuite. La dépendance temporelle est ici non monotone : positive à court terme, mais résolument négative à plus longue échéance. L'obtention de d nécessite de résoudre l'équation différentielle suivante :

$$\begin{cases} \dot{x}(s) = rx(s) - u(D - d^*(s)) - md^*(s)[y - x(s)] \\ x(T) = 0 \end{cases}$$

Une réduction du taux de remplacement ou de la durée d'indemnisation pourrait se traduire par une baisse de l'effort moyen de recherche. Néanmoins, le taux de sortie du chômage n'est pas un indicateur pertinent de l'efficacité économique. La dégressivité des allocations chômage pousse les chômeurs à accepter n'importe quel type d'emploi, au détriment de la qualité de cet emploi. Il est alors tout à fait envisageable que la réduction du taux de remplacement s'accompagne d'une hausse des indicateurs d'inadéquation entre l'offre et la demande de travail.

7. Lorsque les compétences des chômeurs s'atrophient

La dernière explication est probablement la plus populaire parmi les économistes. Les compétences des chômeurs se détériorent au fur et à mesure que l'épisode de chômage se prolonge. Ce phénomène rend compte des

difficultés sociales et relationnelles importantes qui affectent les chômeurs de longue durée, difficultés qui perdurent — partiellement — quand bien même l'individu trouve un emploi. Compte tenu d'un objectif minimal de rentabilité, les chômeurs dont la durée de chômage excède une durée maximale sont à proprement parler inemployables et rejoignent l'ensemble des exclus de l'activité économique. Cette explication diffère de la précédente puisqu'elle repose sur le comportement d'embauche des firmes et non sur le comportement de recherche des chômeurs.

Cet argument s'incorpore dans le modèle de la manière suivante : $b = 1, A = \{1\}, G_E = U_{[0,1]}, \lambda(s) = 1$ pour tout $s \geq 0$. Par contre, le capital humain individuel décroît avec la durée du chômage, de sorte que $H'(s) < 0$. Un individu de type a est embauché à condition que $\epsilon H(s) \geq \pi$. Dans la mesure où le choc de productivité idiosyncratique prend valeur entre 0 et 1, les individus dont le capital humain est inférieur ou égal à $\frac{\pi}{\epsilon}$ n'ont aucune chance d'obtenir un emploi. Par conséquent, il existe une unique durée de chômage définissant l'employabilité :

$$\Delta = H^{-1}(\frac{\pi}{\epsilon}) \tag{19}$$

Le risque individuel de sortie du chômage, qui se confond avec le risque moyen, s'écrit ainsi :

$$\mu(s) = \begin{cases} m [1 - G(\frac{\pi}{\epsilon H(s)})] & \text{si } s \leq \Delta \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \tag{20}$$

Le risque de sortie décroît de façon monotone avec la durée passée au chômage — en l'absence de chocs idiosyncratiques de productivité, le risque est constant jusqu'en $s = \Delta$, et nul ensuite. Les chômeurs ayant dépassé la durée de chômage Δ sont les exclus du marché du travail (figure 7). Remarquons que dans cette approche, c'est le temps qui crée l'hétérogénéité entre individus initialement identiques.

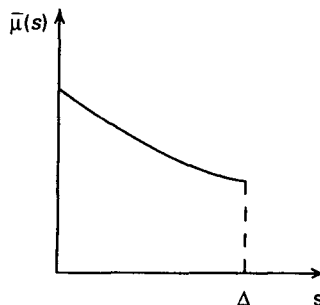


Figure 7. Risque moyen de sortie du chômage.

Coles et Masters [2000], Decreuse et Granier [1998] et Cahuc *et al.* [1999] incorporent cet argument dans une structure plus riche où la demande de

travail est endogène. Mais comment légitimer la technologie d'oubli dont les chômeurs sont victimes ? Acemoglu [1995] suppose que les chômeurs contrôlent la détérioration de leurs compétences. Ils peuvent ainsi bénéficier de programmes de re-formation qui leur permettent de rester au niveau des chômeurs concurrents. Mais ces programmes sont coûteux ; Acemoglu montre alors que deux situations antithétiques peuvent émerger, correspondant à deux concepts distincts d'équilibres. Dans la première, les firmes conjecturent que l'ensemble des chômeurs fournit l'effort de remise à niveau. Toute candidature est acceptée, ce qui justifie *ex post* que les chômeurs de longue durée ne laissent pas leurs compétences s'abîmer, et confirme les anticipations des employeurs. Dans la seconde, les firmes conjecturent au contraire que les chômeurs de longue durée ne fournissent pas l'effort de re-formation, et ne les embauchent donc jamais. En réponse, les chômeurs de longue durée laissent leurs compétences se détériorer, validant ainsi les conjectures des employeurs. Decrease et Granier [1998] et Cahuc *et al.* [1999] supposent quant à eux que ce n'est pas tant le niveau absolu des compétences qui diminue, plutôt que son niveau relatif. Le progrès technique et le stock de connaissances se diffusent de manière inégale : les chômeurs n'en bénéficient jamais. Ainsi, la croissance économique est le principal responsable de l'atrophie des compétences des chômeurs de longue durée.

En ce qui concerne la politique économique, l'argument de la technologie d'oubli suggère qu'il est beaucoup plus important d'agir à la source du chômage de longue durée plutôt que de lutter contre ses manifestations. Ainsi, les politiques favorisant l'insertion des chômeurs de longue durée par le biais de réduction de cotisations sociales ne constituent qu'un pis-aller coûteux pour la collectivité, susceptible de dégrader le processus de création d'emploi en détériorant la qualité moyenne de la main-d'œuvre au chômage. Pis, Acemoglu [1995] rappelle sur la base de travaux de Disney *et al.* [1991], que les subventions publiques peuvent s'avérer parfaitement inefficaces. En Allemagne, par exemple, les subventions pouvaient représenter jusqu'à 80 % du coût global du travail, sans aucun effet notable sur l'embauche des chômeurs de longue durée. Cette analyse fournit un argument nouveau en faveur des « emplois-jeunes ». Augmenter la fréquence des créations d'emploi, y compris de manière artificielle, pourrait bien constituer la seule mesure de politique économique efficace en matière de lutte contre le chômage de longue durée.

Conclusion

L'étude empirique des durées de chômage insiste sur la notion de dépendance temporelle du risque de sortie. L'objet de ce travail est de rendre compte des évolutions récentes des littératures empiriques et théoriques sur ce sujet. Nous procédons en deux temps. D'abord, nous montrons et illustrons à l'aide d'estimations sur le panel du Céreq que la dépendance temporelle constitue un phénomène apparemment irréductible à toute spécifi-

cation de l'hétérogénéité individuelle — qu'elle soit observable de l'économètre ou non. Ensuite, nous distinguons à l'aide d'un unique modèle les quatre paradigmes justifiant la décroissance du risque moyen de sortie du chômage avec la durée de l'épisode de chômage.

Si de manière théorique il est possible de distinguer deux schémas explicatifs extrêmes (hétérogénéité pure et dépendance temporelle pure) et deux schémas intermédiaires (chômeur découragé et atrophie des compétences), il n'en va pas de même d'un point de vue empirique. En effet, l'économètre se retrouve confronté à un réel problème d'identification face à ces quatre explications de la dépendance temporelle.

Comment quantifier les différents facteurs justifiant théoriquement l'une ou l'autre des quatre situations ? Le tableau 1 récapitule les quatre cas mis en avant dans cette étude et les facteurs déterminants de la dépendance temporelle qui leur sont associés. Les variables de productivité individuelle sont très délicates à recouper, et ce phénomène est d'autant plus accusé que les individus visés sont justement ceux que l'on n'embauche pas. Et que dire de la technologie d'oubli ? Il faut également rappeler la difficulté d'identification des sources de la dépendance temporelle. Le phénomène est bien distinct selon que la décroissance du risque de sortie naît du comportement d'embauche des firmes ou du comportement de recherche du chômeur.

Tableau 1. Phénomènes en causes dans les 4 schémas explicatifs de la dépendance temporelle

Schémas explicatifs	Facteurs déterminants non observables de l'économètre	Variable
Hétérogénéité pure	Productivité individuelle	a
Dépendance temporelle pure	Productivité individuelle	a
	Probabilité que l'employeur connaisse a Perception de a selon l'employeur	b $E(a s)$
Chômeur découragé	Effort de recherche	$e(s)$ ou $d(s)$
Atrophie des compétences	Taux d'atrophie des compétences	$H'(s)$

Problème de mesure, donc, qui brouille la qualité du message pour un décideur public. Que lui conseiller ? Plus précisément, comment lutter efficacement contre le chômage de longue durée ? Lorsque la dépendance d'état trouve son origine dans le découragement des chômeurs de longue durée, les mesures microéconomiques d'aide à l'insertion trouvent leur place. C'est le cas d'un éventuel allongement de la durée d'indemnisation du chômage, ou des programmes de reformation des chômeurs. Par contre, lorsque l'éviction des chômeurs d'ancienneté élevée relève du rejet de leur

candidature par les employeurs, alors le chômage de longue durée appelle une cure macroéconomique. Lorsque la demande de travail est très importante, la nature et l'intensité de la dépendance temporelle ne joue qu'un rôle secondaire puisque les chômeurs atteignent rarement des durées de chômage élevées.

Annexes

1. Le panel téléphonique du Céreq

Les données utilisées sont issues d'un échantillon extrait du panel téléphonique du Centre d'Étude et de Recherche sur les Qualifications (Céreq). Cette enquête, réalisée annuellement entre 1990 et 1995, suit durant cinq ans le cheminement professionnel d'une cohorte de jeunes sortie du système éducatif au cours ou en fin d'année scolaire 1988-1989. Ces jeunes sont de niveau de qualification allant du niveau le plus bas de formation — niveau VI (sortie du premier cycle du second degré) — au niveau du baccalauréat général — niveau IV (sorties des classes de terminales du second cycle long). A chaque nouvelle interrogation, il est demandé au jeune enquêté de décrire l'année écoulée quant à sa position sur le marché du travail. Ainsi, on sait sur chaque unité de temps retenue quel état occupait l'individu, qu'il soit en emploi, en étude, en mesure d'aide à l'insertion, au chômage ou encore en inactivité. L'unité de temps retenue est le mois. Le panel est constitué de 2 333 individus qui sont les représentants des 400 000 jeunes sortants des classes concernées par le champ de l'enquête.

Une étude des durées de chômage conduit à ne retenir que les individus connaissant au moins un épisode de chômage durant les cinq années d'observation. Une très forte majorité des jeunes — 74,3 % — expérimentent au moins un passage par le chômage entre octobre 1988 et janvier 1995. On définit 4 352 observations des durées de chômage à partir de ces épisodes de chômage — en moyenne un individu connaît 2,5 épisodes de chômage. Dans le cadre de cet article, seule la transition du chômage vers l'emploi nous intéresse. Aussi, nous ne retenons que les durées de chômage débouchant sur un emploi, soit 1 914 épisodes de chômage. Le tableau 2 donne un aperçu des répartitions des effectifs par type d'emploi. On note également les parts respectives des autres issues possibles au chômage que sont les mesures d'aide à l'insertion ou l'inactivité au sens large.

2. Estimation des risques de sortie du chômage

2.1. Variables explicatives

Les variables individuelles retenues sont usuelles. Il s'agit du sexe, et de caractéristiques relatives à la formation initiale. Les variables qualifiées de familiales s'avèrent non significatives pour cet échantillon et n'ont donc pas été retenues. Ce phénomène s'explique en grande partie par l'homogénéité des classes sociales constituant le panel.

Tableau 2. Les issues au chômage

États de destination		Fréquence	% effectif total	% état	% cumulé des états
<i>Mesures Emploi</i>	CDD	1 157	26,6 %	54,6 % 26,02 % 17,55 % 1,31 % 0,42 % 0,1 %	54,6 % 80,62 % 98,17 % 99,48 % 99,9 % 100 %
	CDI	1 045	26,6 %		
	Intérimaire	498	12,7 %		
	A son compte	336	8,5 %		
	Aide familiale	25	0,6 %		
	Aidé militaire	8	0,2 %		
	Engagé militaire	2	0,1 %		
<i>Inactivité Censure</i>		1 914	44 %		
		863	19,8 %		
		418	9,6 %		

Source : panel téléphonique 1989-1995 du Céreq.

Tableau 3. Statistiques descriptives

	Moyenne	Ecart-type
Durée d'emploi Censure	6,1 mois 18,9 %	7,2 0,38
Sexe		
Homme	49,3 %	0,50
Femme	50,7 %	0,50
Niveau de formation		
Niveau IV	15,6 %	0,36
Niveau V	68,6 %	0,46
Niveau VI	15,8 %	0,36
Spécialité de formation		
Secondaire	37,2 %	0,48
Tertiaire	44,8 %	0,50
Générale	18,1 %	0,38

Schématiquement, les niveaux et les spécialités de formation peuvent être décrits de la manière suivante :

— le niveau IV correspond au niveau baccalauréat, sans en être titulaire ; le niveau V au niveau CAP-BEP sans en être titulaire ; et le niveau VI renvoie aux effectifs sortant en classe de troisième.

— La spécialité de formation « secondaire » désigne les formations destinant aux métiers de l'industrie, la spécialité « tertiaire » correspond aux emplois de services, et enfin les formations plus générales, sans spécialité particulière, sont regroupées sous l'intitulé « Générale ».

La définition précise de ces variables renvoient à la nomenclature définie par le ministère de l'éducation nationale (voir Direction de l'évaluation et de la prospective, 1995).

Dans les trois catégories d'estimation, l'individu de référence est une femme, de formation de niveau V et de spécialité tertiaire.

2.2. Modèles sans contrôle de l'hétérogénéité

Les différentes estimations réalisées dans cet article reposent sur les modèles de durée paramétriques. Rappelons l'écriture générale de ce type de modèles :

$$\mu (s|x, \beta) = p (s)\exp (x\beta) \tag{21}$$

avec $x (n \times k)$ un vecteur de régresseurs supposés constants dans le temps, $\beta (k \times 1)$ le paramètre associé aux variables explicatives et p la fonction de risque de base. Dans cette classe de modèles, la forme fonctionnelle de p est complètement spécifiée, de sorte que toute la population est soumise au même risque de base, quelle que soit l'hétérogénéité individuelle. Deux hypothèses sont donc fondamentales : la spécification de la forme fonctionnelle et l'homogénéité des individus observés conditionnellement aux régresseurs.

Le tableau 4 précise les différentes formes retenues pour spécifier la fonction de risque, $\mu (s)$.

Tableau 4. Spécifications de la fonction de risque

Spécifications	Fonctions de risque estimées	
Exponentielle	$\mu (s) = \gamma \exp (X\beta)$	$\gamma = \exp (\gamma_0)$
Weibull	$\mu (s) = \gamma \alpha^\gamma s^{\gamma - 1}$	$\alpha = \exp (X\beta), \gamma = \exp (\gamma_0)$
Log-logistique	$\mu (s) = \frac{\gamma \alpha^\gamma s^{\gamma - 1}}{1 + (\alpha \gamma)^\gamma}$	$\alpha = \exp (X\beta), \gamma = \exp (\gamma_0)$
Constante par morceaux	$\mu (s) = \exp (X\beta) \exp \left(\sum_{t=1}^T \lambda_t \delta_t (s) \right)$	$\delta_t (s) = \begin{cases} 1 & \text{si } c_{t-1} \leq s \leq c_t \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$

2.3. Modèles avec contrôle de l'hétérogénéité

Lorsque l'hétérogénéité non observée est explicitement contrôlée par l'introduction d'une variable aléatoire issue d'une distribution gamma, on parle de modèle mixte gamma. Les modèles mixtes renvoient à la notion de mélange de deux distributions, celle des durées et celle d'une variable aléatoire individuelle, invariante dans le temps et non observée. Ainsi la réalisation de la variable aléatoire — notée v —, peut être introduite dans la fonction de risque définie précédemment de manière multiplicative :

$$\mu_v (s|x, \beta) = v . \mu (s|x, \beta) \tag{22}$$

où μ représente la fonction de risque non conditionnelle au paramètre d'hétérogénéité non observée, définie en (21).

Finalement, la fonction de risque mixte intégrant la distribution du paramètre d'hétérogénéité – notée $G(v)$ – s'écrit :

$$\bar{\mu}(s|x, \beta) = \int \mu_v(s|x, \beta) dG(v) \quad [23]$$

Tableau 5. Estimation des risques de sortie du chômage sans contrôle de l'hétérogénéité non observée

	Modèle exponentiel		Modèle Weibull		Modèle log-logistique	
Constante	- 2,1796	***	- 2,1805	***	- 1,6417	***
Paramètre d'échelle	-	-	0,0043	o	0,5055	***
<i>Sexe</i>						
Homme	0,3660	***	0,3658	***	0,2925	***
<i>Niveau de formation</i>						
Niveau IV	0,2785	***	0,2783	***	0,2396	***
Niveau VI	- 0,6467	***	- 0,6461	***	- 0,5244	***
<i>Spécialité de formation</i>						
Secondaire	0,1268	**	0,1265	**	0,1924	**
Tertiaire	0,0840	o	0,0840	o	0,0786	o
log-vraisemblance	- 5 635,2750		- 5 635,2432		- 5 426,8727	

Seuils de significativité : *** 1 %, ** 5 %, * 10 %, o non significatif à plus de 10 %.

Tableau 6. Estimation des risques de sortie du chômage avec un modèle constant par morceaux

	Paramètres	Significativité
[0 ; 9 [- 2,0403	***
[9 ; 10 [- 2,4397	***
[10 ; 13 [- 2,3975	***
[13 ; 19 [- 2,5674	***
[19 ; 35 [- 3,2404	***
<i>Sexe</i>		
Homme	0,3086	***
<i>Niveau de formation</i>		
Niveau IV	0,2512	***
Niveau VI	- 0,5296	***
<i>Spécialité de formation</i>		
Secondaire	0,1399	**
Tertiaire	0,0737	o
log-vraisemblance	- 5 567,1065	

Seuils de significativité : *** 1 %, ** 5 %, * 10 %, o non significatif à plus de 10 %.

Tableau 7. Estimation des risques de sortie du chômage avec contrôle de l'hétérogénéité non observée

	Modèle exponentiel		Modèle Weibull		Modèle log-logistique	
Constante	- 1,9694	***	- 1,2826	***	- 1,5192	***
Paramètre d'échelle	-	-	0,8898	o	0,6665	***
Paramètre d'hétérogénéité	- 1,3745	***	0,9136	***	- 1,2455	***
<i>Sexe</i>						
Homme	0,3493	***	0,2528	***	0,2601	***
<i>Niveau de formation</i>						
Niveau IV	0,2818	***	0,1687	***	0,2079	***
Niveau VI	- 0,6470	***	- 0,4011	***	- 0,4461	***
<i>Spécialité de formation</i>						
Secondaire	0,1527	**	0,1872	**	0,2133	**
Tertiaire	0,0713	o	0,0857	o	0,0876	o
log-vraisemblance	- 5 589,8550		- 5 385,7846		- 5 402,9964	

Seuils de significativité : *** 1 %, ** 5 %, * 10 %, o non significatif à plus de 10 %.

3. Éléments relatifs à la section 5

Supposons qu'il existe une unique durée de chômage $\sigma > 0$ telle que $E(a|s) \cong \pi$ selon que $s \cong \sigma$. Nous vérifierons ensuite la validité de cette conjecture. Dans un tel cas de figure, la densité ϕ de la variable aléatoire « type individuel parmi les chômeurs d'ancienneté s » s'écrit :

$$\phi(a|s) = \frac{u(a|s)}{u(s)}$$

où $u(a|s)$ est le « nombre » de chômeurs de type a et d'ancienneté de chômage s , et $u(s)$ est le nombre total de chômeurs d'ancienneté s . Les propriétés de $u(a|s)$ diffèrent essentiellement selon que a est inférieur ou supérieur à π , de sorte que :

$$u(a|s) = \begin{cases} \delta e^{-(1-b)ms} & \text{si } s \leq \sigma \text{ et } a < \pi \\ \delta e^{-(1-b)m\sigma} & \text{si } s > \sigma \text{ et } a < \pi \end{cases}$$

et

$$u(a|s) = \begin{cases} \delta e^{-ms} & \text{si } s \leq \sigma \text{ et } a \geq \pi \\ \delta e^{-ms} e^{-bm(s-\sigma)} & \text{si } s > \sigma \text{ et } a \geq \pi \end{cases}$$

En outre, $u(s) = \int_0^1 u(a|s) da$.

Par conséquent, on a $E(a|s) = \int_0^1 \frac{u(a|s)}{u(s)} ada$. En intégrant cette dernière expression, on obtient l'expression (12) donnée dans le corps du texte. En dérivant $E(a|s)$ par rapport à s , il vient :

$$\frac{dE(a|s)}{ds} = - \frac{bm \frac{\pi}{2} e^{bms}}{(e^{bms} \frac{\pi}{2} + 1 - \pi)^2} (1 - \pi) < 0$$

Comme $\lim_{s \rightarrow 0} E(a|s) = \frac{1}{2} > \pi$ et $\lim_{s \rightarrow \infty} E(a|s) = \frac{\pi}{2} < \pi$, σ s'obtient à l'aide de l'équation $E(a|\sigma) = \pi$. Le calcul génère l'expression (13), ce qui valide la conjecture initiale.

Il reste à calculer le risque moyen de sortie au sein d'une cohorte de chômeurs de même ancienneté. On a :

$$\bar{\mu}(s) = P(a < \pi|s) \mu_1(s|a) + (1 - P(a < \pi|s)) \mu_2(s|a)$$

$$\text{où } P(a < \pi|s) = \frac{\int_0^{\pi} u(a|s) da}{\int_0^1 u(a|s) da}. \text{ En intégrant, on obtient :}$$

$$\bar{\mu}(s) = \begin{cases} \frac{e^{bms} \frac{\pi}{2}}{e^{bms} \frac{\pi}{2} + 1 - \pi} (1 - b) m + & \text{si } s \leq \sigma \\ \frac{1 - \pi}{e^{bms} \frac{\pi}{2} + 1 - \pi} bm & \text{sinon} \end{cases}$$

La fonction $\bar{\mu}$ est en tout point dérivable, à l'exception de $s = \sigma$. Elle est strictement décroissante et admet les limites suivantes : $\lim_{s \rightarrow 0} \bar{\mu}(s) = m(1 - b\pi)$ et $\lim_{s \rightarrow \infty} \bar{\mu}(s) = 0$.

Références bibliographiques

- ACEMOGLU D. T. [1995], Public policy in a model of long-term unemployment, *Economica*, **62**, 161-178.
- ALAOUZE C. M. [1987], Empirical evidence on the sign of the slope of the hazard rate from unemployment from a fixed effects model *Journal of Applied Econometrics*, **2**, 159-168.
- ATKINSON A., GOMULKA J. et MICKELWRIGHT J. [1984], Unemployment benefits, duration and incentives in Britain. How robust is the evidence ?, *Journal of Public Economics*, **29**, 1-2, 3-26.
- BEN-HORIM M., ZUCKERMAN D. [1987], The effect of unemployment insurance on unemployment duration *Journal of Labour Economics*, **5**, 386-390.
- BLUMEN I., MARVIN K. et MacCARTHY P. J. [1955], The industrial mobility of labour as a probability process, *Cornell Studies of Industrial Labour Relations*, **4**, 6, NY.
- BORJAS G. J. et HECKMAN J. J. [1980], Does unemployment cause future unemployment ? Definitions, questions and answers for a continuous-time model of heterogeneity and state dependence, *Economica*, **47**, 247-283.
- BUDD A., LEVINE P. et SMITH P. [1988], Unemployment, vacancies and the long-term unemployed, *Economic Journal*, **98**, 1071-1092.
- CAHUC P., GRANIER P. et POSTEL-VINAY F. [1999], Progrès technique, emploi et exclusion du marché du travail, *Revue Economique*, **50**, 3, 405-415.
- CASES C. [1994], Durée de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature, *Économie et Prévisions*, **113-114**, 155-171.
- COLES M. et MASTERS A. [2000], Retraining and long-term unemployment in a model of unlearning by not doing, *European Economic Review*, **44**, 9, 1801-1822.
- DARITY W. Jr et GOLDSMITH A. [1996], Social psychology, unemployment and macroeconomics, *Journal of Economic Perspectives*, **10**, 121-140.
- DECREUSE B. et GRANIER P. [1998], Croissance, chômage et exclusion, DT-Greqam N° A28.
- DIAMOND P. [1982], Aggregate demand management in a search equilibrium, *Journal of Political Economy*, **90**, 881-894.
- DI PAOLA V. [2000], *L'hétérogénéité non observée dans les modèles de durée - Une application au marché du travail des jeunes*, Thèse pour le doctorat en sciences économiques, Université de la Méditerranée, Marseille, 196 p.
- Direction de l'évaluation et de la prospective [1995], *Repères & références statistiques sur les enseignements et la formation*, Ministère de l'éducation nationale, de l'enseignement supérieur, de la recherche et de l'insertion professionnelle.
- DISNEY R., BELLMANN L., CARRUTH A., FRANZ W., JACKMAN R., LAYARD R., LEHMANN H. et PHILPOTT J. [1991], *Helping the Unemployed : Active Labour Market Policies in the United Kingdom and the Federal Republic of Germany*, London : Anglo-American Foundation.
- ELBERS C. et RIDDER G. [1982], True and spurious duration dependence : the identifiability of the proportional hazard model, *Review of Economic Studies*, **49**, 403-409.
- FLINN C. J. et HECKMAN J. J. [1983], The likelihood function for the multi-state multi-episode model in models for the analysis of labor force dynamics, *Advan-*

- ces in *Econometrics*, 3, ed. R. Bassmann & G. Rhodes, Greenwich, Conn : JAI Press.
- GRONAU R. [1971], Information and frictional unemployment, *American Economic Review*, 61, 3, 290-301.
- HAN A. et HAUSMAN J. A. [1990], Flexible parametric estimation of duration and competing risk models, *Journal of Applied Econometrics*, 5, 1-28.
- HECKMAN J. et SINGER B. [1984], A method for minimising the impact of distributional assumptions in econometric models for duration data, *Econometrica*, 52, 2, 271-320.
- HOROWITZ J. L. [1999], Semiparametric estimation of a proportional hazard model with unobserved heterogeneity, *Econometrica*, 67, 1001-1028.
- JACKMAN R. et LAYARD R. [1991], Does long-term unemployment reduce a person's chance of a job ? A time-series test, *Economica*, 58, 93-106.
- JACKMAN R., LAYARD R. et PISSARIDES C. [1985], On vacancies, *discussion Paper Centre for Economic Performance*, 165.
- JACKMAN R., PISSARIDES C. et SAVOURI S. [1990], Labour market policies and unemployment in the OECD, *Economic Policy*, 11, 449-490.
- JOUTARD X. et RUGGIERO M. [1996], Changements de régime d'indemnisation et transitions vers l'emploi : une étude sur données longitudinales UNEDIC, *Revue Économique*, 47, 1, 143-166.
- KAPLAN E. et MEIER B. [1958], Nonparametric estimation from incomplete observations, *Journal of the American Statistical Association*, 53, 457-481.
- LANCASTER T. [1979], Econometric methods for the duration of unemployment, *Econometrica*, 47, 939-956.
- LANCASTER T. et NICKELL S. [1980], The analysis of re-employment probabilities for the unemployed, *Journal of the Royal Statistical Society A*, 143, 141-165.
- LJUNGQVIST L. et SARGENT T. J. [1998], The European unemployment dilemma, *Journal of Political Economy*, 106, 514-550.
- LOCKWOOD B. [1991], Information externalities in the labour market and the duration of unemployment, *Review of Economic Studies*, 58, 733-754.
- LUBYOVA M. et VAN OURS J. C. [1999], Effects of active labor market programs on the transition rate from unemployment into regular jobs in the Slovak Republic, *Journal of Comparative Economics*, 27, 90-112.
- MALCOMSON J. M. [1997], Contracts, hold-up, and labor markets, *Journal of Economic Literature*, 35, 1916-1957.
- MEYER B. B. [1990], Unemployment insurance and unemployment spells, *Econometrica*, 58, 4, 757-782.
- PISSARIDES C. [1990], *Equilibrium unemployment theory*, Oxford : Basil Blackwell.
- PISSARIDES C. [1992], Loss of skills during unemployment and the persistence of unemployment shocks, *Quarterly Journal of Economics*, 107, 1371-1392.
- ROED K. [1998], Egalitarian wage policies and long-term unemployment, *Scandinavian Journal of Economics*, 100, 611-625.
- STANCANELLI E. G. F. [1999], Do the rich stay unemployed longer ? An empirical study for the UK, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 295-314.
- TANNERY F. [1983], Search effort and unemployment insurance reconsidered, *Journal of Human Resources*, 18, 432-440.
- VAN DEN BERG G. [1990], Non stationarity in job-search theory, *Review of Economic Studies*, 57, 255-277.

VAN DEN BERG G. et VAN OURS J. C. [1994], Unemployment dynamics and duration dependence in France, The Netherlands and United Kingdom, *Economic Journal*, **104**, 432-443.

VAN DEN BERG G. et VAN OURS J. C. [1997], Eyeball tests for state dependence and unobserved heterogeneity in aggregate unemployment duration data, *Research in labor economics*, **16**, J. Robst (éditeur), Greenwich, Conn. and London : JAI Press.