

Estimation non paramétrique des déterminants de la durée du chômage :

Une application au cas des diplômés de l'enseignement supérieur

Jean-Michel PLASSARD et Wissem SASSI

Novembre 2001

LIRHE - Unité mixte de recherche CNRS/UT1
Université des Sciences Sociales, Bat. J, 3ème étage
Place Anatole France, 31042 TOULOUSE Cedex

Site Internet : <http://www.univ-tlse1.fr/LIRHE/>
Tél : 05 61.63.38.63 - Fax : 05 61.63.38.60

Dans le cadre de ses recherches et pour une meilleure diffusion de ses travaux, notre laboratoire de recherche a créé en 1982 une collection appelée "Notes", documents de travail ou de pré-publications n'excédant pas quarante pages. Ces notes sont diffusées à nos partenaires au plan national et international. Ces échanges se réalisent dans un souci de réciprocité et de libre circulation de préoccupations scientifiques. Leur contenu n'est pas définitif et peut être sujet à discussion. Ils ne constituent donc qu'une étape dans la démarche scientifique.

Estimation non paramétrique des déterminants de la durée du chômage

Une application au cas des diplômés de l'enseignement supérieur

Jean-Michel PLASSARD[†]

Wissem SASSI[‡]

Un problème majeur survient à l'occasion de l'analyse des durées de chômage. Il concerne principalement la distinction entre la dépendance d'état du taux de sortie du chômage et l'hétérogénéité non observée. Nous présentons une méthode d'estimation non-paramétrique pour les deux phénomènes mentionnés ci-dessus appliquée sur un panel téléphonique rétrospectif de durée de chômage. Les données relatives aux durées de chômage sont extraites du panel téléphonique du Céreq (Enquête Sup. 97). Nous trouvons des effets de durée divergents entre les diplômés des universités, les écoles de commerce et d'ingénieurs et les IUT/ STS. Toutefois, à l'exception des hommes sortant des écoles de commerce ou d'ingénieurs, la dépendance d'état se révèle dominée par l'hétérogénéité non observée.

NON PARAMETRIC ESTIMATION OF THE DETERMINANTS OF THE UNEMPLOYMENT DURATION DISTRIBUTION. UN APPLICATION OF THE CASE OF THE HIGHER SCHOOL DEGREE

An issue in the analysis of unemployment duration concerns distinguishing genuine duration dependence of the exit rate out of unemployment from unobserved heterogeneity. We present a method for the non parametric estimation of both phenomena, designed to be applicable to time-series data on outflows from different duration classes. The method is applied to French data. We find diverging duration effects among university, commerce/ engineers school and IUT / STS school degree qualified. However except for the men outgoing crowd for commerce/ engineers school , duration dependence is dominated by unobserved heterogeneity.

Classification JEL : C14, C32, C41, J64

[†] Lirhe (CNRS-UT1), Université des sciences sociales, Bât J, 3^{ème} étage, Place Anatole France, 31 042, Toulouse.

E-mail : plassard@univ-tlse1.fr et sassi@univ-tlse1.fr

[‡] Nous voudrions remercier Hubert Jayet et Marie-Claire Villeval pour leurs commentaires et leurs critiques très constructives qui ont permis une amélioration substantielle de ce travail. Nous restons seuls responsables des insuffisances et erreurs éventuelles de ce texte.

INTRODUCTION

De la littérature économétrique relative aux durées de chômage, il ressort clairement que les chances de sortie du chômage apparaissent comme une fonction décroissante des durées de chômage. On peut imputer le phénomène en partie à la présence d'un effet de stigmatisme qui réduit le nombre d'opportunités d'emploi pour les chômeurs de longue durée (Van den Berg (1994)). Mais, la non prise en compte de certaines caractéristiques peut susciter aussi une décroissance du taux de hasard de la distribution des durées observées. Ceci résulte du fait, qu'en moyenne, les individus caractérisés par des taux de risques élevés quitteront le chômage plus rapidement.

Il apparaît pourtant difficile de distinguer empiriquement le poids relatif de ces deux phénomènes, à savoir, d'une part la dépendance d'état¹ (aussi appelée la dépendance de durée) et d'autre part l'hétérogénéité non observée².

Pour la classe des modèles de durées à risques proportionnels mixtes, la forme de dépendance d'état du risque et la distribution de l'hétérogénéité non observée ne sont identifiables que si la distribution de la durée du chômage est spécifiée d'une façon non paramétrique. Il est impossible en pratique de distinguer ces deux éléments *a posteriori*, si nous n'avons pas *a priori* une idée sur la forme de dépendance d'état ou sur la distribution de l'hétérogénéité non observée. Or, jusqu'à présent les économètres n'ont pas essayé de développer une stratégie d'estimation non paramétrique.

Parallèlement, en ce qui concerne l'analyse empirique de la forme réduite de la durée du chômage, plusieurs auteurs (Flinn et Heckman, 1983 ; Heckman et Singer, 1984 ; Meyer, 1990) ont plaidé pour des hypothèses relatives aux formes fonctionnelles : (i) une dépendance d'état de type weibull, (ii) une distribution de l'hétérogénéité non observée de type gamma, (iii) une dépendance du risque ayant une distribution log-linéaire par rapport aux variables explicatives.

En sens inverse, d'autres auteurs (Elbers et Ridder, 1982 ; McCall, 1994) suggèrent des formes plus flexibles en optant pour des approches semi-paramétriques. Ceux-ci trouvant des résultats

¹La dépendance d'état ou dépendance de durée vise à rendre compte de l'impact du temps passé au chômage sur les chances de trouver un emploi.

² ce sont des caractéristiques individuelles inobservables qui déterminent en partie la difficulté à s'insérer.

conditionnels à la partie paramétrique de leur spécification et non pas à l'autre partie fonctionnelle.

Dans cet article, nous présentons une méthode d'estimation non paramétrique des déterminants de la distribution des durées du chômage dans laquelle le temps « calendrier » joue le rôle des variables explicatives observées. Cette méthode d'estimation, qui se situe dans la perspective méthodologique adoptée par Van Ours (1992), permet d'estimer les variables d'intérêt à partir du ratio des risques observés sans avoir recours à une spécification paramétrique des déterminants de sorties du chômage. Cette méthode est appliquée sur données temporelles à temps discret sur les différentes classes de durée du chômage.

Le plan de l'article se décline en trois sections. La première section présente le modèle ainsi que sa méthode d'estimation. La deuxième section décrit les données. Les résultats des estimations sont commentés dans la section 3.

LE MODÈLE ET LA MÉTHODE D'ESTIMATION

Les hypothèses du modèle

Nous utilisons deux mesures du temps. t désigne la durée de chômage et \mathbf{t} correspond au temps « calendrier ». On note par $\mathbf{q}(t/\mathbf{t},\mathbf{n})$ la probabilité que l'individu quitte le chômage juste après t périodes de chômage conditionnellement au temps calendrier \mathbf{t} et aux caractéristiques non observables \mathbf{n}

La probabilité que la durée de chômage soit égale à t quand le temps « calendrier » était $\mathbf{t} - t$ au moment de l'entrée en chômage conditionnellement aux caractéristiques non observables \mathbf{n} est donc égale à :

$$P(T = t/\mathbf{t} - t;\mathbf{n}) = \mathbf{q}(t/\mathbf{t},\mathbf{n}) \cdot \prod_{i=1}^t [1 - \mathbf{q}(t-i/\mathbf{t} - i,\mathbf{n})] \quad (1)$$

Hypothèse 1 :

$\mathbf{q}(t/\mathbf{t},\mathbf{n})$ a une spécification de hasard proportionnel mixte (Hahn,-Jinyong, 1994) c'est à dire qu'il existe deux fonctions \mathbf{y}_1 et \mathbf{y}_2 telles que : $\mathbf{q}(t/\mathbf{t},\mathbf{n}) = \mathbf{y}_1(t) \cdot \mathbf{y}_2(\mathbf{t})\mathbf{n}$ avec \mathbf{y}_1 et \mathbf{y}_2 étant

deux fonctions positives et uniformément bornées supérieurement. Par ailleurs, la distribution de \mathbf{n} se caractérise par la probabilité suivante :

$$\forall t \text{ et } \mathbf{t} \text{ on a : } P(0 < \mathbf{q}(t/\mathbf{t}, \mathbf{n}) < 1) = 1$$

Hypothèse 2 : indépendance entre \mathbf{n} et \mathbf{t}

La distribution de \mathbf{n} à l'entrée au chômage ne dépend pas du moment de l'entrée (cette hypothèse est relâchée par la suite). Par ailleurs, on admet à l'instar de Baker (1992a) que le terme d'hétérogénéité individuel \mathbf{n} ne varie pas durant la période de chômage.

Hypothèse 3 : Variation au cours du temps

\mathbf{y}_2 n'est pas constante.

En fait, ces hypothèses assurent l'identifiabilité non paramétrique du modèle, et garantissent que la dépendance d'état et l'hétérogénéité individuelle peuvent être distinguées empiriquement.

Probabilité de sortie observée

Soit T la variable aléatoire qui caractérise la durée de chômage et t sa réalisation.

$$\mathbf{q}(t/\mathbf{t}) = \frac{P(T = t / \text{entrée à } \mathbf{t} - t)}{P(T \geq t / \text{entrée à } \mathbf{t} - t)} \equiv \frac{E_{\mathbf{n}}(\Pr(T = t / \text{entrée à } \mathbf{t} - t; \mathbf{n}))}{E_{\mathbf{n}}(\Pr(T \geq t / \text{entrée à } \mathbf{t} - t; \mathbf{n}))} \quad (2)$$

Où $\Pr(T = t / \text{entrée à } \mathbf{t} - t; \mathbf{n})$ et $\Pr(T \geq t / \text{entrée à } \mathbf{t} - t; \mathbf{n})$ peuvent être exprimées en $\mathbf{q}(t/\mathbf{t}; \mathbf{n})$.

$$\mathbf{q}(t/\mathbf{t}) = \frac{\mathbf{y}_1(t) \mathbf{y}_2(t) E_{\mathbf{n}} \left[\mathbf{n} \prod_{i=1}^t \left[1 - \prod_{i=1}^t [1 - \mathbf{y}_1(t-i) \mathbf{y}_2(t-i) \mathbf{n}] \right] \right]}{E_{\mathbf{n}} \left[\prod_{i=1}^t [1 - \mathbf{y}_1(t-i) \mathbf{y}_2(t-i) \mathbf{n}] \right]} \quad (3)$$

Notons que : $E_{\mathbf{n}}(\mathbf{n}^i) = \mathbf{m}_i$ et que $\mathbf{q}(t/\mathbf{t})$ dépend de $\{\mathbf{y}_1(i), \mathbf{y}_2(\mathbf{t} - t + i), \mathbf{m}_{t+1} \text{ avec } i = 0, 1, \dots, t\}$

Les paramètres de dépendance du temps calendrier apparaissent comme des paramètres de « bruit ».

L'hypothèse de Van Ours (1992) permet d'éliminer ces paramètres de bruit en substituant la valeur de la probabilité de sortie observée précédente $\mathbf{q}(t/\mathbf{t}-1)$ dans l'expression de la probabilité de sortie observée actuelle $\mathbf{q}(t/\mathbf{t})$ et d'en examiner les ratios associés résultant pour différentes classes de durées du chômage t .

DESCRIPTION DES DONNÉES

Nous utilisons des données issues de l'enquête du Centre d'Etudes et de Recherche sur les Qualifications (Céreq) effectuée en mars 1997 auprès des sortants de l'enseignement supérieur en 1994. Les données décrivent les différentes situations de ces demandeurs d'emploi mois par mois du calendrier pour la période allant de septembre 1994 jusqu'à mars 1997.

De plus, il convient de signaler que les données peuvent générer parfois des valeurs de probabilité mensuelle de sortie du chômage infinitésimales qu'il n'est pas pertinent de prendre en considération dans l'analyse des durées du chômage. Nous avons exclu d'une part les probabilités mensuelles observées de sorties assez élevées ($q(t/t)/q(t-1/t)$), et d'autre part aussi les observations pour lesquelles $q(t/t)$ est plus petit que 0,05, une restriction qui est néanmoins assez arbitraire.

Nous utilisons des durées rétrospectives mensuelles des probabilités de sorties du chômage pour six strates : hommes sortant des universités, femmes sortant des universités, hommes sortant des écoles de commerce ou d'ingénieurs, femmes sortant des écoles de commerce ou d'ingénieurs, hommes sortant des IUT/STS, femmes sortant des IUT/STS.

Il est clair que les six groupes distingués ont des caractéristiques de dynamique du chômage totalement différentes. Le modèle prédit une présence d'hétérogénéité non observée dans la distribution de durée du chômage pourvu que les rapports de probabilité observés de sortie pour les différentes classes de durée varient tout au long du temps calendrier.

LES RÉSULTATS

Les paramètres estimés

L'examen des quatre premiers mois des probabilités de sortie du chômage permet d'estimer trois équations de type (7) (c. f annexe 1) pour $t \in \{1, 2, 3\}$ définissant une seule équation. Cette équation contient trois paramètres d'hétérogénéité non observée et trois paramètres de dépendance d'état.

La grille de lecture des paramètres estimés h , indique une dépendance d'état négative des probabilités de sortie du chômage pour les sortants des universités. L'examen de ces paramètres pour les hommes sortant des universités montre que la probabilité de sortie du chômage du troisième mois représente près de 83 % celle du second mois, alors que cette proportion s'établit à 79 % en passant du troisième au quatrième mois de chômage. Il est possible que le phénomène soit imputable en partie à un effet de « stigmat » analogue à celui que l'on observe dans le cas de chômage de longue durée. 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.

En revanche, pour les sortants des écoles de commerce et d'ingénieurs, h_1 s'avère significativement supérieur à 1 indiquant qu'il existe une dépendance temporelle significativement positive ; en d'autres termes, quand ces derniers ont connu un épisode d'un mois de chômage, ils rencontrent peu des difficultés pour quitter le chômage durant le mois suivant.

Comme pour les universitaires, l'observation de la sortie des étudiants des IUT/STS fait ressortir une dépendance négative. La valeur plus faible de la dépendance négative enregistrée peut sans doute être mis en relation avec l'effet filière courte. On sait qu'en général cette filière associe aux étudiants une insertion professionnelle relativement rapide. De sorte que l'effet signal négatif associée à la durée a sans doute des effets plus importants qu'ailleurs.

Si l'on admet que les sortants des IUT/STS diffusent de moins bons « signaux » aux yeux des employeurs potentiels en séjournant durant de longues périodes en chômage. Ceux-ci ont alors intérêt à chercher intensivement les offres d'embauche après avoir achevé leur formation. Au-delà des quatre premiers mois du chômage, ces derniers rencontreront, en effet, beaucoup plus de difficultés pour trouver un emploi.

À l'inverse de la plupart des travaux de la littérature micro-économétrique des durées de chômage, les paramètres de dépendance temporelle dépendent ici des caractéristiques individuelles telles que le genre.

En ce qui concerne les problèmes d'hétérogénéité nous constatons qu'il y a une grande variance de la distribution d'hétérogénéité non observée associée avec une dépendance d'état relative assez élevée. Le tableau 1 fait apparaître en effet des g_i significativement supérieurs à l'unité reflétant la présence d'hétérogénéité non observée pour les différents groupes.

Pour les premiers, le fait que g_2 soit significativement supérieur à 1 indique que la dépendance d'état observée (en allant de $t=0$ à $t=1$) est plus négative durant une phase de croissance que dans une phase de récession.

L'équation (6), en effet, montre que si $g_2 > 1$ et $h_1 < 1$ la décroissance de $q(t/t)$ en passant de $t=0$ à $t=1$ est moindre en période de récession ($q(0/t-1)$ *petit*) qu'en période de croissance ($q(0/t-1)$ *grand*). Ceci se traduit la plus grande difficulté des individus hautement qualifiés (*i.e. n est élevé*) à quitter le chômage. A l'inverse, le modèle de chômage de classement (Blanchard et Diamond (1994)) prévoit le résultat opposé. Il faut ajouter que les corrélations des termes d'erreur au même point du temps calendrier sont négatives et proches de zéro ce qui met en évidence une auto-corrélation des erreurs positive de premier ordre.

La comparaison de nos résultats empiriques avec ceux obtenus par d'autres auteurs qui traitaient les problèmes d'évaluation et de différenciation des phénomènes de dépendance d'état et d'hétérogénéité non observée est instructive. Butler et McDonald (1986) ont spécifié la fonction $y_1(t)$ par une distribution weibull et $G(n)$ par une loi de distribution gamma généralisée ; ceux-ci trouvent pour des données américaines une présence d'hétérogénéité non observée et une dépendance d'état positive, en revanche, la durée de sortie du chômage ne dépend pas des caractéristiques individuelles ou du temps calendrier.

Dans les travaux de Flinn et Heckman (1983), les résultats n'étaient pas significatifs statistiquement ; *a contrario*, dans le modèle de Heckman et Singer (1984), le signe de dépendance d'état dépendait sensiblement de la famille de la distribution de $G(n)$. Meyer [1990], qui utilise des formes fonctionnelles plus flexibles de $y_1(t)$ et $G(n)$, aboutit à la constatation que le taux de hasard atteint des minima au voisinage du moment où les droits d'allocation chômage cessent.

CONCLUSION

Dans cet article, nous montrons au plan théorique et empirique qu'il est possible de distinguer l'hétérogénéité non observée de la dépendance d'état des durées de chômage en utilisant des séries temporelles agrégées sur les probabilités de sorties du chômage. Nous analysons les données de sorties du chômage des sortants de l'enseignement supérieur pour la période allant de

septembre 1994 à mars 1997 en distinguant six strates basées sur l'origine de la formation (universités, écoles, IUT/STS) et le genre.

L'hétérogénéité non observée s'avère significative pour l'ensemble des strates, suscitant une décroissance de la probabilité de sortie au fur et à mesure que l'épisode du chômage se prolonge. Parallèlement, nous trouvons des effets de dépendance d'état divergents entre d'une part les sortants des universités et les filières courtes et les sortants des écoles d'autre part.

Si pour les hommes sortant des écoles, la dépendance d'état est négative, pour les femmes sortant du même secteur de formation, l'effet reste significatif mais de moindre ampleur. Pour les sortant des universités, la dépendance d'état n'apparaît ni négative ni significative.

A partir de ces observations, il apparaît pour ce segment du marché du travail français, que l'effet de stigmata découlant de la dépendance d'état reliée à la durée du chômage est dominant pour les hommes sortant des écoles mais non pour les sortants des autres établissements. L'effet de l'hétérogénéité non observée domine dans tous les cas celui de la dépendance d'état.

L'exploration de nombreuses pistes de recherches restent à exploiter. Dans un premier temps, il semble intéressant de combiner des données agrégées avec des données microéconomiques contenant des informations sur les variables explicatives. La combinaison rend possible les estimations avec des hypothèses plus flexibles et moins fortes. D'autres prolongements peuvent améliorer aussi les fondements de la spécification stochastique des équations du modèle empirique. En revanche, les observations agrégées des nombre de chômeurs par classe de durée contiennent des erreurs de spécification (en particulier, pour les groupes des sortant des IUT/STS et pour les classe de durée du chômage les plus longues).

Comme toujours l'incorporation de ces suggestions dans le modèle n'est pas sans coût ; elle peut entraîner d'une part une plus grande complexité de l'analyse de la variance des erreurs et d'autre part une baisse de la fiabilité de la procédure de l'estimation du modèle.

Annexe 1: Une application préliminaire

En prenant deux mois successifs $t = 0$ et $t = 1$, nous obtenons l'expression suivante :

$$q(0/t) = y_1(0) \cdot y_2(t) m_1 \text{ et } q(1/t) = \frac{y_1(1) y_2(t) [m_1 - y_1(0) y_2(t-1) m_2]}{1 - y_1(0) y_2(t-1) m_1} \quad (4)$$

$$q(1/t) = y_1(1) y_2(t) m_1 \frac{1 - \left(\frac{m_2}{m_1} \right) q(0/t-1)}{1 - q(0/t-1)} \quad (5)$$

Soient : $g_2 = \frac{m_2}{m_1^2}$ et $h_1 = \frac{y_1(1)}{y_1(0)}$

Alors, on obtient : $\frac{q(1/t)}{q(0/t)} = h_1 \cdot \frac{1 - g_2 q(0/t-1)}{1 - q(0/t-1)}$ (6)

Il est clair que g_2 est toujours supérieur à 1 puisque $g_2 = 1 + \frac{\text{var}(n)}{m_1^2}$

Donc, $\frac{q(1/t)}{q(0/t)}$ varie avec t si et seulement s'il y a une présence d'hétérogénéité non observée.

g_2 et h_1 sont identifiables ; par conséquent, nous adoptons la spécification stochastique de la régression type de la manière suivante :

$$\text{Log} \frac{q(1/t)}{q(0/t)} = \text{Log} h_1 \frac{1 - g_2 q(0/t-1)}{1 - q(0/t-1)} + u \quad (7) \quad ; \text{ les termes d'erreur } u \text{ sont}$$

indépendants et identiquement distribués.

Nous estimons ces paramètres en utilisant une régression non linéaire.

D'une part, Si g_2 est significativement supérieur à 1 alors $\text{var}(n) > 0$ ce qui traduit une présence d'hétérogénéité non observée.

D'autre part, si le paramètre de dépendance d'état h_1 est significativement inférieur à 1 alors la probabilité de la sortie du chômage, en moyenne, décroît en passant du premier au second mois

consécutif ce qui suggère l'existence d'une dépendance d'état négative pour les deux premiers mois du chômage.

La méthode d'estimation utilisée ici est connue dans la littérature anglo-saxonne sous le terme « *Seemingly Unrelated Nonlinear Regression* » (SUNR) (Jensen, -Mark-J, 1995 et Smith, M., R. Kohn, 2000).

Tableau n°1 : Résultats des estimations, (période de septembre 1994 à mars 1997)

	Université		Ecole de commerce et d'ingénieurs		IUT/STS	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Hétérogénéité non observée :						
g_2	1.28 (0.02)	1.18 (0.01)	1.10 (0.01)	1.09 (0.01)	1.24 (0.01)	1.20 (0.01)
g_3	1.78 (0.06)	1.67 (0.06)	1.29 (0.04)	1.59 (0.05)	1.75 (0.05)	1.62 (0.05)
g_4	2.93 (0.15)	2.12 (0.13)	1.83 (0.11)	1.81 (0.11)	2.20 (0.13)	2.05 (0.12)
Dépendance d'état :						
h_1	0.97 (0.04)	0.95 (0.03)	1.18 (0.03)	1.14 (0.02)	1.14 (0.04)	1.09 (0.03)
h_2	0.83 (0.05)	0.97 (0.04)	1.12 (0.05)	1.10 (0.04)	1.08 (0.05)	1.12 (0.05)
h_3	0.79 (0.05)	0.82 (0.06)	1.08 (0.06)	1.03 (0.05)	0.98 (0.05)	1.01 (0.06)
SUNR matrice de covariance des résidus Σ						
s_{11}	0.17	0.08	0.24	0.19	0.17	0.07
s_{12}	-0.09	-0.07	-0.15	-0.11	-0.92	-0.63
s_{13}	-0.03	-0.01	-0.01	-0.00	-0.22	-0.00
s_{22}	0.27	0.26	0.10	0.08	0.28	0.27
s_{23}	-0.18	-0.20	-0.06	-0.04	-0.16	-0.2
s_{33}	0.45	0.54	0.28	0.22	0.41	0.64

Les chiffres entre parenthèses désignent les écarts types.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

BLANCHARD, O.J. and Diamond P. [1994], “ Ranking, Unemployment Duration, and Wages ”, *Review of Economic Studies*, 61, p. 417-34.

DEVINE T.J. and Nicholas K.M. [1991], *Empirical labour economics*, New York : Oxford University Press.

HAHN -J. [1994], “ The efficiency Bound of the Mixed Proportional Hazard Model ”, *Review of Economic Studies* ; 61(4), October 1994, p. 607-29.

JENSEN M.J. [1995], “ A Monte Carlo Study on Two Methods of Calculating the MLE's Covariance Matrix in a Seemingly Unrelated Nonlinear Regression ”, *Econometric Review* ; 14(3), p. 315-30.

IMBENS G.W. and LYNCH L.M. [1992], “ Labor Market Transitions over the Business Cycle.”, Working paper. Cambridge, MA: Harvard University.

LANCASTER T. [1990], *The Econometric Analysis of Transition Data*. Cambridge: Cambridge University Press.

MELINO A and SUESYOSHI G.T. [1990], “ A Simple Approach to the Identifiability of the Proportional Hazards Model.”, *Economics Letters* 33 (1990): 63-68.

MEYER B.D. [1990], “ Unemployment Insurance and Unemployment spells ”, *Econometrica*, 58, p. 757-82.

VAN DEN BERG G.J. [1994], “ The Effects of Changes of the Job Offer Arrival Rate on the Duration of Unemployment ”, *Journal of Labor Economics*, 12, p. 478-98.

VAN OURS J.C. [1992], “ Duration Dependency and Unobserved Heterogeneity in Unemployment Time Series ”, *Economic Letters*, 38, p. 199-206.