
Actes de la deuxième conférence internationale sur la Francophonie économique

L'ENTREPRENEURIAT ET L'INSERTION PROFESSIONNELLE DES JEUNES ET DES FEMMES EN AFRIQUE FRANCOPHONE

Université Mohammed V de Rabat, 2-4 mars 2020

LES DÉTERMINANTS DE LA DURÉE DU CHÔMAGE DES LAURÉATS DE LA FORMATION PROFESSIONNELLE : UN MODÈLE À RISQUES CONCURRENTS

Nawal ZAAJ

*Chercheuse en économie du travail et de l'éducation.
Instance Nationale d'Evaluation, Rabat, Maroc.*

nawal.zaaj@gmail.com

RÉSUMÉ – Dans un contexte de marché de travail urbain caractérisé par un taux de chômage important chez les diplômés, la conduite des études ayant pour objectif l'étude de la durée du chômage des jeunes diplômés s'avère primordiale en vue de préconiser des politiques d'emploi et cibler les groupes en difficulté. Cet article s'inscrit dans cet objectif et propose d'étudier la durée du chômage des lauréats de la formation professionnelle des diplômés en 2006 et enquêtés en 2009. Nous proposons d'utiliser un modèle Weibull à risques compétitifs avec trois états : emploi, stage et inactivité. Ce modèle a l'avantage de prendre en considération l'impact des caractéristiques observées des individus, de la dépendance de durée et de l'hétérogénéité inobservée. Nos estimations montrent que l'introduction de l'hétérogénéité inobservée induit un changement de signe pour la sortie vers le stage. Elles font savoir également que les formations dispensées au profit du secteur primaire réduisent la probabilité de transition du chômage vers l'emploi, que la probabilité de transition du chômage vers l'inactivité pour les femmes est supérieure à celles des hommes et que le fait d'avoir des parents employés augmente la probabilité de transition du chômage vers l'emploi.

Mots clés : marché du travail, formation professionnelle, modèle à risques concurrents

Les idées et opinions exprimées dans les textes sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement celles de l'OFE ou celles de ses partenaires. Aussi, les erreurs et lacunes subsistantes de même que les omissions relèvent de la seule responsabilité des auteurs

I. Introduction

La formation professionnelle (FP) initiale se présente comme une solution permettant d'alimenter le marché du travail en termes de profils intermédiaires spécialement formés pour répondre aux besoins du marché du travail. Elle se présente aussi comme un moyen de développement socio-économique donnant aux jeunes la possibilité de s'insérer dans le système productif (Boudarbat, 2007). Or, l'insertion des diplômés de la FP dans le marché du travail marocain semble avoir reçu peu d'intérêt dans la littérature au regard du rôle que doit jouer le système de la FP pour faciliter l'insertion professionnelle de ses diplômés. A notre connaissance, peu nombreuses sont les études qui se sont intéressées au chômage des lauréats de la formation professionnelle. En effet, deux études ont analysé les facteurs associés à la durée

du chômage avant le premier emploi. Il s'agit d'une étude auprès des lauréats de l'OFPPT promotion 1991 enquêtés en 1992 (Montmarquette et al., 1996) et une autre concerne les lauréats de la FP promotion 2000 interrogés en 2004 (Boudarbat, 2007). Ces études confirment la persistance du chômage élevé des diplômés de la FP. En effet, il en ressort que 58 % des lauréats n'ont toujours pas été insérés dans le marché du travail un an après l'obtention du diplôme en 1991, et environ 30 % des lauréats étaient toujours à la recherche d'un premier emploi 49 mois après l'obtention du diplôme en 2000. Les résultats des deux études aboutissent à des conclusions similaires concernant l'effet des caractéristiques observées sur la période de chômage précédant l'emploi.

Bien que la littérature existante permet d'avoir une idée des principales tendances de l'insertion professionnelle des lauréats de la FP au Maroc, nous soulignons un manque important au niveau de la méthodologie adoptée. En effet, les auteurs ne tiennent pas compte de la dépendance de durée ou de l'hétérogénéité inobservée (Lippman et McCall, 1976; Heckman et Borjas, 1980; Flinn et Heckman, 1983; Van den Berg 1994; Machin et Manning, 1999, Magnac, 2000, etc.). Les modèles de recherche d'emploi (Lippman et McCall, 1976) stipulent une positive dépendance de durée (accroissement du taux de hasard) pour les chômeurs de longue durée dans le cas d'une décroissance du salaire de réserve. En revanche, la dépendance de durée négative renvoie aux difficultés d'accès à l'emploi qui peuvent résulter des barrières rencontrées sur le marché du travail, du découragement durant le processus de recherche d'emploi ou de la stigmatisation des chômeurs de longue durée. D'une part, les employeurs se montrent réticents au recrutement des chômeurs de longue durée ; d'autre part, le capital humain des diplômés tend à se détériorer avec le temps (Flinn et Heckman, 1983; Van den Berg, 1994). Omettre l'effet de l'hétérogénéité inobservée non seulement peut surestimer la dépendance de durée, mais peut conduire à une inférence erronée ainsi qu'au changement du signe de la dépendance de durée (Machin et Manning, 1999).

En plus de la prise en considération de l'hétérogénéité inobservée et la dépendance de durée. Plusieurs travaux empiriques récents se sont attachés à étudier la durée du chômage et la probabilité de transition du chômage vers plusieurs états sur le marché du travail. En effet, à l'issue d'une période du chômage un diplômé peut occuper plusieurs états sur le marché du travail (emploi, stage, etc.). Dans ce sens, (Dănăciă et Mazilescu, 2014) estiment un modèle de Cox à hasard proportionnel avec trois risques concurrents en Roumanie sur la période 2008-2010 et avec quatre risques concurrents pour le cas de la Hongrie sur la période 2004-2008. En utilisant des données longitudinales espagnoles sur la période 1992-2004, (Arranz et al., 2010) examinent les déterminants de la durée du chômage en utilisant un modèle à risques concurrents avec quatre états d'accueil : Emploi temporaire, emploi permanent, auto-emploi et inactivité. En Ukraine, (Kupets, 2006) examine l'impact des caractéristiques individuelles et les conditions de la demande locale sur les probabilités de sortie du chômage vers l'emploi et l'inactivité sur la période 1998-2002 à l'aide d'un modèle de Cox à hasard proportionnel. (Van den Berg et al., 2008) procèdent par une estimation non paramétrique pour analyser les transitions du chômage vers l'emploi et l'inactivité sur la période 1988-1994.

Dans ce travail, nous proposons d'étudier la durée du chômage des lauréats de la FP en se basant sur l'information fournie par l'enquête sur le cheminement des lauréats de la FP promotion 2006 enquêtés en 2009. Plus précisément, nous proposons de modéliser le premier épisode de chômage et de décrire la dynamique de transition du chômage vers trois états occupés sur le marché du travail à savoir l'emploi, l'inactivité et le stage. L'analyse de la durée de chômage par l'approche des risques concurrents s'adapte bien à notre démarche. Nous estimons un modèle paramétrique de survie à risques concurrents. Ce modèle permet de supposer que le hasard de

base suit une loi de distribution (exponentielle, weibull, lognormale, etc.). Il permet également d'estimer l'effet des caractéristiques observées et de la dépendance vis à vis de la durée pour chaque sortie du chômage en tenant compte de l'hétérogénéité inobservée.

Le reste de ce travail est organisé comme suit. Le modèle utilisé est formulé dans la deuxième section. La troisième section décrit les données et les variables retenues. La quatrième section est réservée aux résultats de l'estimation du modèle à risques concurrents et permet d'analyser l'effet simultané des différents régresseurs sur les probabilités de transition vers l'emploi, le stage et l'inactivité. Finalement, une discussion des résultats est présentée dans la dernière section.

II. Modélisation statistique

Nous proposons d'analyser la durée du chômage et les facteurs affectant les probabilités de transition vers les trois issues sur le marché du travail : l'emploi le stage et l'inactivité. Nous proposons d'utiliser un modèle multi-états qui permet de prendre en compte la dynamique des transitions sur le marché du travail. Plus précisément nous proposons d'utiliser un modèle à risques compétitifs avec une covariable dépendant du temps (taux de croissance économique). Ce modèle a l'avantage de prendre en considération l'impact des caractéristiques observées des individus, de la dépendance de durée et de l'hétérogénéité inobservée.

A l'instar de (Lancaster, 1979); (Solon, 1985); (Katz, 1986); (Cazals, 1992); (Mealli et al., 1996); Sagaon-Teyssier (2009) et bien d'autres, nous imposons une spécification paramétrique de forme Weibull à la fonction de hasard de base $h_0(t)$ où $h_0(t) = u t^{u-1}$, $u > 0$. La fonction de hasard affiche une dépendance de durée positive (négative) si $u > 1$ ($u < 1$) et une absence de dépendance de durée si $u = 1$. La spécification de Weibull exige une forme non monotone de la dépendance de durée ce qui est confirmé par l'analyse non paramétrique des fonctions de hasard (figure. 3). La spécification basée sur la distribution Weibull a été préférée aux autres pour deux raisons. Tout d'abord, les paramètres estimés à l'aide de la distribution Weibull sont très similaires à ceux obtenus sur la base d'une distribution discrète en utilisant un nombre fini de points de masse. Ces distributions discrètes ne sont pas très sensibles aux erreurs de spécification quant à la distribution des composantes d'hétérogénéité (Heckman et Singer, 1984). Deuxièmement, comme dans les études de (Heckman et Singer, 1984) et (Cazals, 1992) la valeur de la fonction de vraisemblance basée sur la distribution Weibull est plus élevée que celle basée sur les autres distributions. Ainsi nous estimons que la spécification Weibull est la forme la plus flexible à adopter dans le cas des données dont nous disposons.

Dans ce modèle nous spécifions une distribution jointe de la durée t pour chaque individu et nous nous intéressons aux transitions partant du chômage.

Soient $\delta =$ et $r = \arg \min (t_j)$

Nous supposons qu'il existe des durées de chômage latentes interprétées comme étant le temps qu'un individu passe dans l'état initial avant de passer à un autre état d'accueil. Ces durées sont caractérisées en termes de fonction de hasard h_j interprétée indépendamment des autres possibles issus comme étant la probabilité instantanée que l'épisode de chômage s'achève sachant que la sortie du chômage ne s'est pas encore produite.

Nous supposons de plus que les durées latentes sont indépendantes. Nous parlons alors du modèle à risques concurrents indépendants. A plusieurs égards, l'hypothèse de l'indépendance

des durées latentes est trop restrictive. Toutefois, pour la relâcher, la difficulté réside dans la construction d'une distribution jointe convenable autorisant des hypothèses pertinentes sur les corrélations entre durées latentes (Cazals, 1992).

Il existe un modèle à risques concurrents latents indépendants (Tsiatis, 1975) qui génère conditionnellement à un vecteur de covariables x_j et paramètres θ_j une distribution de la durée latente t_j . La fonction de densité de probabilité et la fonction de densité cumulée de cette distribution sont données par :

$$f_j(t_j|x_j; \theta_j) = h_j(t_j|x_j; \theta_j)\exp(-I_j(r_j|x_j; \theta_j))$$

$$F_j(t_j|x_j; \theta_j) = 1 - \exp(-I_j(r_j|x_j; \theta_j))$$

Où I_j est le hasard intégré du risque de sortie j :

$$I_j(t_j|x_j; \theta_j) = \int_0^{t_j} h_j(s|x_j; \theta_j)ds$$

La distribution jointe de la durée T et du type de sortie r est donnée par :

$$\begin{aligned} f(T, r|x; \theta) &= f_r(T|x_r; \theta_r) \prod_{j \neq r} \exp(-I_j(\delta|x_j; \theta_j)) \\ &= h_r(\delta|x_r; \theta_r) \exp(-\sum_{j=1}^m I_j(\delta|x_j; \theta_j)) \\ &= h_r(\delta|x_r; \theta_r) \exp(-I_0(\delta|x; \theta)) \end{aligned}$$

où $I_0 = \sum I_j$ est le hasard intégré agrégé. Pour une période incomplète où est observée uniquement la durée censurée T la fonction de survie est :

$$\Pr(\delta > T|x; \theta) = \exp(-I_0(\delta|x; \theta))$$

La fonction de densité marginale de la durée et la probabilité conditionnelle de la sortie spécifique peuvent être obtenues par :

$$f(t|x; \theta) = h_0(t|x; \theta)\exp(-I_0(t|x; \theta))$$

$$\Pr(r|t, x; \theta) = \frac{h_r(t|x_r; \theta_r)}{h_0(t|x; \theta)} \text{ où } h_0 = \sum h_j.$$

La théorie économique offre souvent un guide pour approcher la forme de la distribution des durées conditionnellement à des variables observées et inobservées. C'est rare quand elle guide dans le choix de la distribution des termes de l'hétérogénéité inobservée. Le choix d'une forme particulière de la distribution des termes de l'hétérogénéité inobservée est souvent animé par des considérations liées à la facilité de mettre en œuvre la méthode ainsi qu'aux coûts de calcul (Heckman, 1984).

Plusieurs techniques ont été développées pour traiter l'hétérogénéité inobservée. Une manière possible pour en prendre compte est d'imposer une distribution paramétrique spécifique aux termes d'hétérogénéités inobservées. Or, (Heckman et Singer, 1984) recommandent la forme non paramétrique des effets individuels et démontrent qu'une fausse hypothèse faite sur la forme paramétrique exacte des termes d'hétérogénéité inobservée est de nature à altérer d'une manière significative la dépendance de durée.

Nous adoptons l'approche des points de masse initiée par (Heckman et Singer, 1984), nous n'imposons pas une distribution spécifique aux termes de l'hétérogénéité inobservée. Soit le vecteur de termes de l'hétérogénéité inobservée $v = (v_1, \dots, v_m)$ avec la fonction de répartition $\Phi_v(\cdot; \psi)$ où ψ est un ensemble de paramètres définissant la distribution de l'hétérogénéité inobservée.

Le hasard peut être écrit en forme inconditionnelle comme suivant :

$$h_j^*(t_j|x_j, v_j; \theta_j) = h_j(t_j|x_j; \theta_j)v_j$$

et la densité de probabilité inconditionnelle de δ et r est obtenue en intégrant le vecteur v :

$$f(\delta, r|x; \theta, \psi) = \int_{R_v} h_r(\delta|x_r; \theta_r) v_r \exp\left(-\sum_j I_j(\delta|x_j; \theta_j)v_j\right) dG_v(v; \psi)$$

où R_v est le support de v .

Nous considérons un modèle avec des observations multiples $m=1; \dots; M$.

En présence de l'hétérogénéité inobservée nous pouvons écrire :

$$f(t_1, \dots, t_{M-1}, t_M|x_1, \dots, x_M; \theta) = \int_{R_v} \left(\prod_{m=1}^{M-1} h_m(t_m|x_m; \theta_m)v_{m-1}\right) \cdot \exp\left(-\sum_{m=1}^M I_0(t_m|x_m; \theta)v_{m-1}\right) dG_v(v; \psi)$$

La log- vraisemblance du modèle à spécification Weibull s'écrit :

$\log L = \sum_{m=1}^M \sum_j \log \left\{ \left[\alpha_j \exp\left(-\left(x'_j \beta_j + \rho_{1j}\right)\right) \cdot t_j^{\alpha_j - 1} \right]^{C_{mj}} \cdot \exp\left[-\sum_j \left(\exp\left(-\left(x'_j \beta_j + \rho_{1j}\right)\right) \cdot t_j^{\alpha_j}\right)\right] \right\}$ où $C_{mj} = 1$ si l'issue de la période pour l'individu m est du type j ; 0 sinon. Cette variable joue le même rôle d'un indicateur de censure.

Nous supposons que chaque individu peut être assigné à une des classes dont la composition est inobservée. Cela implique que l'intercept dans la fonction de hasard varie selon les classes. Nous proposons de spécifier deux points de support pour chaque destination. Les probabilités d'appartenir à ces classes sont P_{11} et P_{22} ¹. Ainsi la log-vraisemblance est donnée par :

$$\log L = \sum_{m=1}^M \sum_j \log(A) \text{ où } A \text{ est donné par :}$$

$$\left(\left[\alpha_j \cdot \exp\left(-\left(x'_j \beta_j + \rho_{1j}\right)\right) \cdot t_j^{\alpha_j - 1} \right]^{C_{mj}} \cdot \exp\left[-\sum_j \left(\exp\left(-\left(x'_j \beta_j + \rho_{1j}\right)\right) \cdot t_j^{\alpha_j}\right)\right] \right) \cdot P_{11} +$$

$$\left(\left[\alpha_j \cdot \exp\left(-\left(x'_j \beta_j + \rho_{2j}\right)\right) \cdot t_j^{\alpha_j - 1} \right]^{C_{mj}} \cdot \exp\left[-\sum_j \left(\exp\left(-\left(x'_j \beta_j + \rho_{2j}\right)\right) \cdot t_j^{\alpha_j}\right)\right] \right) \cdot P_{22}$$

¹ Ces probabilités sont déterminées empiriquement avec l'augmentation des points de support jusqu'à ce que ces derniers deviennent non significatifs.

III. Données et variables

Nous proposons d'utiliser le fichier de données individuelles de l'Enquête sur le cheminement professionnel (ECP) des lauréats de la FP. Il s'agit d'un échantillon représentatif des diplômés de la FP enquêtés trois ans après leur sortie du système en 2006. Cette enquête se veut une biographie rétrospective des parcours d'entrée dans la vie active des lauréats de la FP. Nous recensons mois par mois la situation d'activité de chaque lauréat : emploi, stage, chômage et inactivité.

L'échantillon compte 8715 lauréats des établissements de la FP de la promotion 2006 interrogés en 2009. Il est à noter que les données relatives au milieu rural représentent uniquement 3% du total de notre échantillon. Par ailleurs, le chômage au Maroc est essentiellement un phénomène urbain (Bougroum et Ibourk, 2002; Agénor et El Aynaoui, 2005; Direction de la statistique, 2012). Nous nous intéressons dans cette étude à analyser le premier épisode du chômage et à décrire la dynamique de transition du chômage vers trois états occupés sur le marché du travail urbain à savoir l'emploi, l'inactivité et le stage. Ainsi, nous excluons de notre analyse les lauréats qui n'ont jamais déclaré être en chômage. Au final, l'échantillon utilisé contient 7053 trajectoires (3479 des hommes et 3574 des femmes) ayant connu au moins un seul épisode de chômage. Nous distinguons quatre types d'épisodes de chômage selon l'état de destination déclaré. Nous enregistrons un épisode de chômage soldé par une sortie vers l'emploi quand le lauréat déclare avoir trouvé un emploi. Un deuxième type caractérisé par une sortie vers le stage. Un épisode caractérisé par une sortie vers l'inactivité quand le lauréat déclare avoir renoncé à la recherche d'emploi. Enfin un long épisode de chômage censuré à droite signifiant que la période de recherche d'emploi se poursuit après la date d'enquête, soit trente-sept mois après la sortie de l'établissement.

La répartition des transitions présente des différences notables : 39 % des transitions partant du chômage se font vers l'emploi, 28 % vers le stage, 8 % vers l'inactivité et un quart des lauréats voient leur entrée dans le marché du travail se solder par un long épisode de chômage qui persiste après la date de l'enquête (25 % sont censurées à droite). La durée moyenne des épisodes de chômage ayant comme issue respectivement l'emploi, le stage et l'inactivité est d'environ 9 mois, 5 mois et 15 mois, avec 34 mois comme durée moyenne des épisodes censurés. Notre variable dépendante est la longueur du premier épisode de chômage défini comme le nombre de mois passés en chômage entre la date de début de la de recherche d'emploi et la date à laquelle le diplômé déclare avoir trouvé un emploi, un stage ou se retire du marché du travail (inactif). L'intensité de transition varie d'un individu à un autre en fonction de plusieurs facteurs. A chaque épisode de chômage correspond un vecteur de caractéristiques démographiques, socioéconomiques et d'autres caractéristiques individuelles (genre, âge, niveau, opérateur, et secteur de formation, niveau de satisfaction et situation d'activité des parents). Ces variables sont fixes dans le temps. De surcroit, nous avons recours à une variable dépendante du temps pour approcher les fluctuations macro-économiques. Il s'agit de prendre en considération l'influence de la croissance économique en calculant la variation annuelle du PIB à prix constants pour chaque mois passé en chômage. En d'autres termes, nous avons construit une variable qui varie mensuellement avec la durée passée en chômage, à chaque mois passé en chômage correspond une valeur de la croissance économique calculée sur la base du PIB à prix constants.

Le tableau.1 fournit quelques statistiques descriptives relatives aux variables utilisées dans l'analyse de la durée de chômage. L'examen de la répartition des différentes transitions montre des différences selon les caractéristiques retenues. En effet, les flux du chômage vers l'emploi

sont caractérisés par une différence de 15 % en faveur des hommes comparativement aux femmes. Comparativement aux autres niveaux de formation, la proportion des lauréats chômeurs de niveau qualification qui transitent vers l'emploi est relativement élevée (37 %). Les chômeurs ayant fait leurs études à l'OFPPT sont les plus concernés par la transition vers l'emploi (40 %) comparativement au privé et aux autres opérateurs publics. La distribution des transitions du chômage vers l'emploi par secteur montre que la moitié transitant vers l'emploi provient du secteur tertiaire constitué essentiellement par les administrations de gestion, les services, l'hôtellerie et le tourisme. Comme nous pouvons nous y attendre, la part des lauréats pas du tout satisfaits de leur formation qui voient leur épisode de chômage se termine par l'accès à un emploi est très faible comparativement à ceux déclarant être satisfaits de la formation reçue. Le même comportement est repéré chez les lauréats chômeurs dont les parents n'exercent aucune activité professionnelle.

Les chômeurs qui parviennent à trouver un stage sont essentiellement de sexe féminin formés dans le secteur tertiaire, de niveau technicien, satisfaites de leur formation et dont les parents sont employés.

La proportion des sorties de l'inactivité qui se terminent par l'accès à l'emploi est nettement plus élevée chez les femmes : quatre fois plus élevée que les hommes, ce résultat n'est pas étrange dans la mesure où les femmes se trouvent plus souvent dans l'inactivité. La distribution des transitions du chômage vers l'emploi montre des proportions faibles des chômeurs de niveau spécialisation, issus du secteur primaire, qui ne sont pas satisfaits de leur formation et dont les parents n'exercent aucune activité professionnelle.

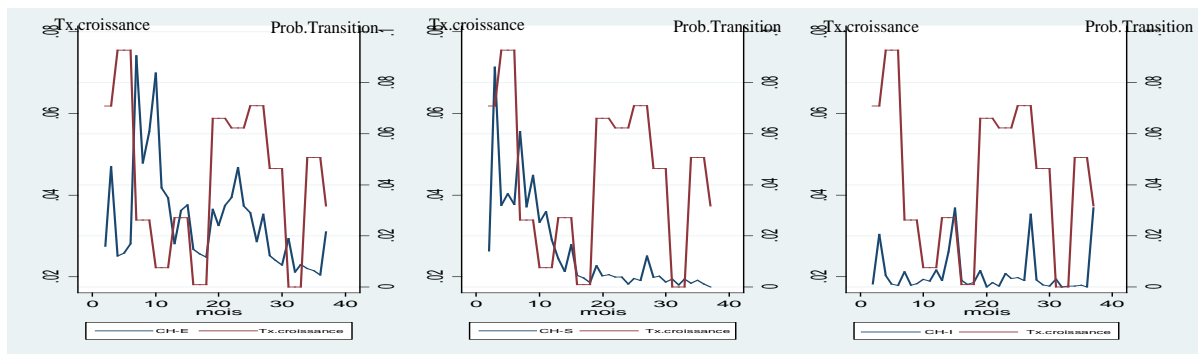
Tableau.1 La durée du chômage et les caractéristiques des lauréats de la FP promotion 2006 par type de sortie du chômage.

Les caractéristiques des individus	CH vers E %	CH vers S %	CH vers I %	CH Censure %	Total %
Nombre	2742	1979	537	1795	7053
Durée de chômage moy (s.d)	9.31 (7.57)	5.20 (4.66)	14.62(11.7 7)	33.56 (8.42)	14.73 (13.57)
Nombre de séquences induites par la variable dynamique	25525	10299	7849	60233	103906
Age moy (s.d)	25.85 (2.07)	25.92 (1.94)	26.06 (1.86)	25.64 (2.15)	25.75 (2.09)
Genre					
Hommes	57.01	46.85	19.57	49.9	49.05
Femmes	42.99	53.15	80.43	50.1	50.95
Niveau de formation					
Spécialisation	14.12	7.24	8.19	14.56	13.25
Qualification	37.52	34.15	41.83	42.33	40.3
Technicien	29.43	37.45	31.23	30.35	30.89
Technicien spécialisé	18.93	21.16	18.75	12.77	15.56

Opérateur de formation					
OFPPT	40.57	36.54	25.8	34.42	35.49
Opérateur privé	27.01	30.98	27.4	26.77	27.3
Autres opérateurs publics	32.42	32.48	46.8	38.81	37.21
Secteur de formation					
Secteur primaire	8.29	4.21	8.32	8.3	7.89
secteur secondaire	35.57	25.49	24.92	29.37	30.17
Secteur tertiaire	56.14	70.3	66.76	62.34	61.94
Niveau de satisfaction					
Pas du tout satisfait	3.62	2.09	4.54	3.53	3.46
moyennement satisfait	60.18	72.84	68.61	71.63	68.49
Très satisfait	36.21	25.07	26.85	24.84	28.06
Activité des parents					
Non employé	13.21	14.09	15.44	23.19	19.08
Employé	86.79	85.91	84.56	76.81	80.92
Croissance annuelle moy	5.10	5.87	4.66	4.41 (1.80)	4.74 (0.02)
(s.d)	(1.98)	(1.64)	(1.94)		

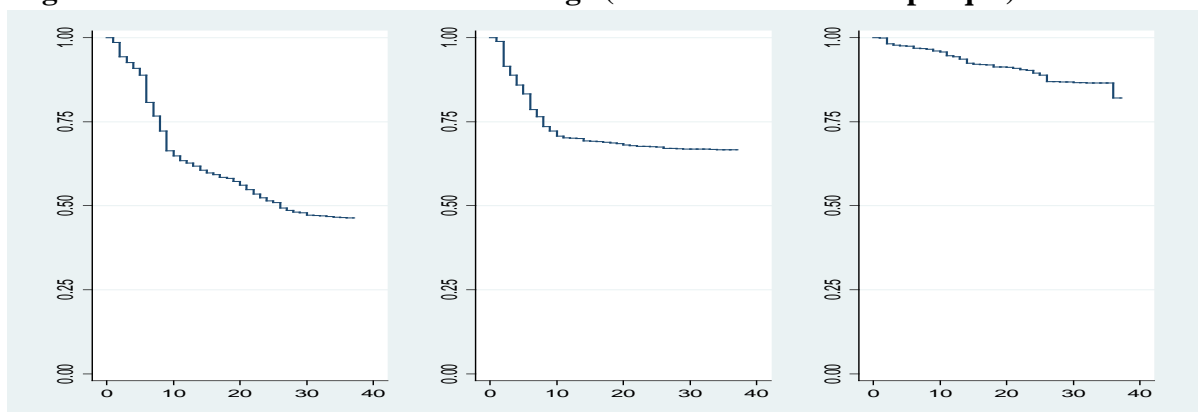
La représentation graphique .1 illustre les probabilités de transition en fonction du type de la sortie du chômage et la croissance économique. Nous remarquons que la probabilité de sortir du chômage vers l'emploi varie dans le même sens que la croissance économique durant la plupart des sous périodes d'observation. Quoique nous assistions à une situation inverse entre le 8ième mois et le 10ième mois. Du 33ème au 35ème mois, nous remarquons une diminution des taux de sortie du chômage vers l'emploi malgré la montée de la croissance économique. Environ deux mois avant la fin de l'observation nous remarquons une augmentation du taux de hasard de la sortie du chômage vers l'emploi. Bien que la durée d'observation est relativement courte pour émettre des hypothèses sur le comportement de ces deux variables, il serait intéressant d'évoquer les résultats du modèle de (Blanchard et Diamond, 1994) (Ranking model). En effet, (Blanchard et Diamond 1994) prévoient une augmentation du hasard de sortie du chômage vers l'emploi dans le cas des conditions macroéconomiques défavorables. Ils prouvent que dans ce cas le nombre d'individus déjà employés qui postulent pour un nouvel emploi reste faible. Dans ce cas, les candidats potentiels à un éventuel poste sont les chômeurs de longue durée. D'une part, nous remarquons que la probabilité de sortie du chômage vers le stage varie dans le même sens que la croissance économique le long de la période d'observation. D'autre part, nous remarquons une association positive entre le taux de transition du chômage vers l'inactivité bien qu'à la fin de la période d'observation la probabilité de transition vers l'inactivité augmente avec la diminution du taux de la croissance économique.

Figure.1 Les probabilités de transition par type de sortie et conditions macroéconomiques



Nous constatons que la probabilité de rester au chômage (figure .2) avant de transiter vers le stage ou l'inactivité diminue plus lentement que la probabilité de rester au chômage avant de transiter vers l'emploi en étant au chômage. Nous remarquons également qu'à la fin de la période d'observation, presque la moitié de la population des chômeurs reste en attente d'un emploi tandis que plus de 70 % de la population des chômeurs finissent leur parcours le long des 37 mois d'observation sans accéder à un stage. Nous remarquons également que plus de 80 % de la population des chômeurs échappent à l'inactivité.

Figure .2 Probabilité de rester au chômage (fonction de survie empirique)



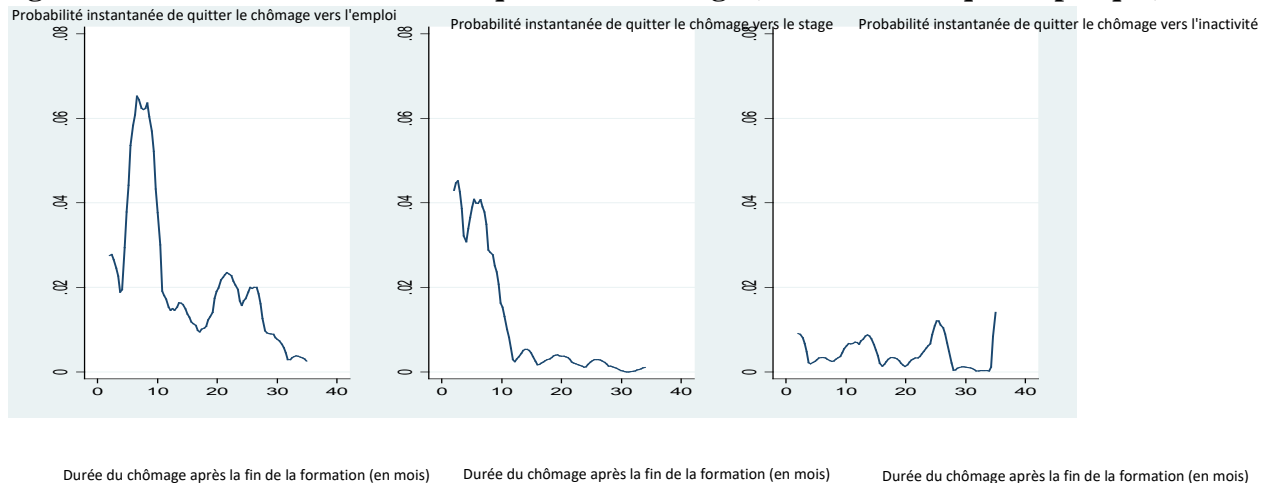
La probabilité de rester au chômage avant de transiter à l'emploi

La probabilité de rester au chômage avant de transiter au stage

La probabilité de rester au chômage avant de transiter à l'inactivité

En adoptant une approche non paramétrique par l'estimateur de Kaplan-Meier, nous approchons la forme empirique de la fonction de risque sans imposer une spécification de la distribution. La figure.3 représente le taux instantané de la sortie à partir du chômage vers l'emploi, le stage et l'inactivité. Pour les chômeurs, le risque d'être suivi par une période d'emploi atteint un pic entre le 8^{ième} mois et le 10^{ième} mois environ. Le taux de sortie vers le stage décroît à partir du 7^{ième} mois environ. Les chômeurs ont des taux de sortie vers l'inactivité inférieurs aux taux de sortie vers l'emploi et le stage.

La probabilité instantanée de quitter le chômage vers l'emploi et le stage tend à diminuer dans le temps pour approcher zéro en fin de période d'observation. Le taux de sortie vers l'inactivité connaît une accélération lorsque nous nous approchons de la fin de la période d'observation.

Figure.3 Probabilité instantanée de quitter le chômage (fonction de risque empirique)

IV. Résultats du modèle à risques concurrents

Les estimations du modèle à risques concurrents (tableau.2) sont présentées séparément pour chaque état de sortie du chômage. La stratégie d'estimation consiste à estimer un modèle sans prendre en considération l'hétérogénéité inobservée (modèle1). Nous spécifions dans le modèle avec hétérogénéité inobservée deux points de support² en vue de prendre en considération non para métriquement l'hétérogénéité inobservée (modèle 2). La valeur de la vraisemblance dans le modèle avec hétérogénéité inobservée est supérieure à celle du modèle qui ne prend pas en considération l'hétérogénéité inobservée. Ce qui témoigne de la pertinence de prendre compte de l'hétérogénéité inobservée³.

Nous traitons l'hétérogénéité inobservée en supposant l'existence de deux catégories de chômeurs. Les points de support significatifs montrent la présence de l'hétérogénéité inobservée. Le premier groupe représente deux tiers de l'échantillon tandis que le deuxième groupe représente un tiers de l'échantillon.

Le modèle sans hétérogénéité inobservée montre une dépendance de durée négative pour la sortie vers le stage et une dépendance de durée positive pour la sortie vers l'emploi et l'inactivité. Nous remarquons que la dépendance de durée dans le modèle avec hétérogénéité inobservée est devenue importante et les transitions vers les trois états affichent une dépendance positive. Nous constatons que la non prise en compte de l'hétérogénéité inobservée existante entre les individus conduit à un biais de dépendance temporelle négatif de la fonction de risque dans le cas de la transition vers le stage. En effet, un tri s'opère au cours du temps éliminant la sous-population soumise au risque, celle ayant les chances de sortie les plus élevées. Ainsi, le risque de la population observée tend vers le risque le plus faible.

Dans ce qui suit, nos interprétations relatives à l'hétérogénéité observée seront basées sur les estimations du modèle avec hétérogénéité inobservée (modèle 2).

² L'introduction d'additionnels points de support n'entraîne pas une amélioration de la valeur de la vraisemblance.

³ $LR_{\text{test}} = -2LL(\text{modèle1}) - 2LL(\text{modèle2}) = 27304.86 > \chi^2(5)$

Il convient de préciser la signification des paramètres estimés. Les coefficients positifs associés aux variables indiquent une probabilité instantanée de sortie du chômage vers l'un des trois états plus faible en comparaison avec la catégorie de référence ou de manière équivalente une durée passée en chômage plus élevée. Un coefficient négatif correspond à une probabilité de sortie plus élevée relativement au groupe de référence ce qui est équivalent à une durée passée dans le chômage plus faible. Les coefficients dans le modèle 1 semblent être sous-estimés quand les facteurs inobservés ne sont pas introduits. Par ailleurs, les coefficients estimés dans le modèle 1 peuvent donner lieu à une inférence erronée puisque plusieurs d'entre eux sont devenus significatifs avec l'introduction de l'hétérogénéité inobservée.

D'après les résultats, nous remarquons que la transition vers l'emploi est moins probable quand on est une femme : 6 % moins de chance par rapport aux hommes. Par contre, les transitions vers le stage et l'inactivité sont plus probables pour les femmes, particulièrement vers l'inactivité, tel que nous remarquons qu'une chômeuse a une probabilité plus élevée qu'un homme au chômage d'être inactive soit 63 % plus de risque. Toutes choses étant égales par ailleurs, la probabilité d'accéder à un emploi augmente avec l'âge d'environ (2 % pour chaque année additionnelle). Par contre, trouver un stage devient moins probable quand on avance dans l'âge et ce dernier n'a pas d'effet significatif sur la sortie du marché du travail. En ce qui concerne le niveau de formation, nous constatons que les lauréats de niveau technicien et de niveau spécialisation ont une probabilité instantanée de quitter le chômage vers l'emploi inférieure à celles des lauréats de niveau technicien spécialisé. Toutefois, le niveau qualification n'a pas d'effet significatif sur l'accès à l'emploi. D'un autre côté, nous remarquons que les chômeurs de niveau spécialisation et qualification accèdent moins vraisemblablement à un stage comparativement aux chômeurs de niveau technicien spécialisé. Alors qu'il n'y a pas d'effet statistiquement significatif constaté sur la chance de trouver un stage pour les chômeurs de niveau technicien. De manière surprenante, avoir un niveau de technicien favorise la sortie du marché du travail, alors que le niveau de spécialisation et qualification protègent contre la sortie du marché du travail. Les chômeurs ayant suivi leurs études à l'OFPPPT ou aux établissements issus de l'opérateur privé voient leur probabilité de trouver un emploi augmenter respectivement d'environ 10 % et 20 %. Ces deux opérateurs favorisent la chance d'échapper à l'inactivité. En effet la formation de l'OFPPPT diminue la probabilité de sortie du marché du travail pour les chômeurs d'environ 8 %, alors que le privé n'influence pas la sortie du chômage vers l'inactivité. Le privé augmente la possibilité de trouver un stage après un épisode de chômage de plus d'un cinquième en comparaison avec les autres opérateurs publics. Cependant, l'OFPPPT n'est pas un gage d'accès à un stage en étant un chômeur, au contraire il diminue les chances d'accès à un stage de 7 % comparativement aux autres opérateurs publics.

Toutes choses étant égales par ailleurs, le secteur secondaire améliore les chances d'accès à un emploi de 12 % comparativement au secteur tertiaire tandis que les formations du secteur primaire réduisent la probabilité instantanée d'accéder à l'emploi d'environ 27 %. Les secteurs primaire et secondaire offrent moins d'opportunités de stage comparativement au secteur tertiaire. Par contre, ces deux secteurs favorisent la sortie du marché du travail comparativement au secteur tertiaire.

La probabilité instantanée de sortie du chômage vers l'emploi augmente avec le niveau de satisfaction. L'insatisfaction de la formation suivie réduit les chances de trouver un stage après un épisode de chômage de 20 % alors que la satisfaction de la formation reçue ne semble pas être déterminante dans l'accès à un stage. Ne pas être satisfait de sa formation n'a pas d'effet sur la sortie du marché du travail pour un chômeur, or un chômeur moyennement satisfait a une probabilité de sortie du marché du travail moins d'environ 10 % à celle d'un chômeur déclarant

être très satisfait de la formation prodiguée par le système de FP toutes choses étant égales par ailleurs.

Le fait d'avoir des parents employés augmente la probabilité d'accéder à un emploi en étant un chômeur de presque 50 % et augmente la chance de trouver un stage de 9 % tandis qu'il augmente la probabilité d'être inactif de 9 %. Finalement, nous constatons une association positive entre la croissance économique et la probabilité d'accéder à partir du chômage à l'emploi, au stage et à l'inactivité.

Tablea.2 Le modèle à risques concurrents pour les intervalles de durées du chômage censurées

	Modèle1						Modèle2					
	Sans hétérogénéité inobservée						Avec hétérogénéité inobservée					
	CH vers E		CH vers S		CH vers I		CH vers E		CH vers S		CH vers I	
	Coeff	E.S	Coeff	E.S	Coeff	E.S	Coeff	E.S	Coeff	E.S	Coeff	E.S
Constante	5.952***	0.116	5.850***	0.266	5.310***	0.153						
Age	-0.028	0.004	0.075***	0.009	-0.001	0.005	-0.019***	0.003	0.047***	0.006	0.001	0.004
Genre (Réf=Hommes)												
Femmes	0.167***	0.019	-0.047	0.041	-0.635***	0.030	0.067***	0.017	-0.072***	0.026	-0.489***	0.024
Niveau de formation (Réf=Technicien spécialisé)												
Specialisation	0.264***	0.033	1.041***	0.080	0.573***	0.051	0.078***	0.029	0.531***	0.051	0.413***	0.041
Qualification	0.138***	0.027	0.360***	0.058	0.318***	0.039	0.030	0.025	0.150***	0.040	0.224***	0.031
Technicien	0.272***	0.028	0.241***	0.057	-0.041	0.035	0.077***	0.025	0.048	0.039	-0.056***	0.029
Opérateur de formation (Réf=Autres opérateurs publics)												
OFPPT	-0.073**	0.026	0.254***	0.053	0.117***	0.032	-0.097***	0.021	0.067***	0.035	0.083***	0.025
Opérateur privé	-0.140***	0.025	-0.085	0.048	0.086**	0.030	-0.176***	0.021	-0.201***	0.033	0.017	0.024
Secteur de formation (Réf= Secteur tertiaire)												
Secteur primaire	0.403***	0.043	1.286***	0.113	-0.363***	0.044	0.313***	0.037	0.803***	0.070	-0.177***	0.038
Secteur secondaire	-0.131***	0.022	0.233***	0.050	-0.343***	0.030	-0.112***	0.019	0.100***	0.031	-0.271***	0.024
Niveau de satisfaction (Réf=Très satisfait)												
Pas du tout satisfait	0.398***	0.049	0.662***	0.135	0.007	0.061	0.167***	0.049	0.211***	0.089	-0.012	0.050
Moyennement satisfait	0.554***	0.020	-0.070	0.045	0.085***	0.026	0.324***	0.017	-0.046	0.029	0.088***	0.021

V. Conclusion

Les résultats suggèrent dans le modèle sans hétérogénéité inobservée une dépendance de durée positive pour la sortie vers l'emploi et l'inactivité et une dépendance de durée négative pour la sortie vers le stage. L'introduction de l'hétérogénéité inobservée a induit un changement de signe pour la sortie vers le stage.

Toutes choses étant égales par ailleurs, nos résultats quant à l'effet du genre montrent que la transition vers l'emploi est moins probable quand on est une femme chômeuse. Les transitions vers le stage et l'inactivité sont plus probables pour les femmes, particulièrement vers l'inactivité, tel que nous remarquons qu'une chômeuse a une probabilité plus élevée qu'un homme au chômage d'être inactive (63 % plus de risque). Ces résultats ne font que corroborer les constats qui ressortent dans les études nationales. En effet, le niveau de participation de la femme marocaine au marché du travail reste largement inférieur à celui de l'homme notamment en milieu urbain (Taamouti et Ziroili, 2011), et ce, malgré les efforts importants déployés pour favoriser la contribution de la femme au développement du pays. Toutes choses étant égales par ailleurs, la probabilité d'accéder à l'emploi augmente avec l'âge d'environ (2% pour chaque année supplémentaire). Comme nous pouvons nous y attendre, trouver un stage devient moins probable quand on avance dans l'âge. (Bougroum et al., 2002) soutiennent le fait que les lauréats les plus jeunes ont plus de chance d'échapper au chômage d'exclusion⁴ et d'effectuer des stages. Le recours au stage pourrait traduire la situation non stabilisée des plus jeunes sur le marché du travail (Bougroum et al., 2002) mais aussi pourrait justifier le fait que la probabilité d'accéder à l'emploi augmente avec l'âge. En effet, pour (Giret et Issehnane, 2010) le stage peut permettre d'accroître ses réseaux professionnels. Leur étude a mis en avant que 54 % des jeunes diplômés ayant effectué un stage gardent toujours des contacts avec leurs collègues plus de trois ans après la fin du stage. Or, (Montmarquette et al., 1996) ont démontré qu'une part importante de la population des chômeurs cherche un emploi à travers les contacts personnels. Ces contacts servent à augmenter les chances d'accès à l'emploi.

En ce qui concerne le niveau de formation, nous constatons que les lauréats de niveau technicien et spécialisation professionnelle ont une probabilité instantanée de quitter le chômage vers l'emploi inférieure à celles des lauréats de niveau technicien spécialisé. Ces résultats sont conformes avec ceux publiés par le Haut-Commissariat au Plan dans la mesure où le taux de chômage des diplômés en spécialisation professionnelle est supérieur à celui des diplômés techniciens et cadres moyens en milieu urbain (Direction de la Statistique, 2009).

Les chômeurs ayant suivi leurs études à l'OFPPT ou aux établissements issus de l'opérateur privé voient leur probabilité de trouver un emploi augmenter respectivement d'environ 10 % et 20 %. Les effets néfastes du chômage des diplômés ont conduit les pouvoirs publics à encourager les politiques de l'emploi dont l'objectif principal est de favoriser l'insertion professionnelle des diplômés dans le secteur privé. De surcroît, l'opérateur privé augmente la possibilité de trouver un stage après un épisode de chômage de plus d'un cinquième en comparaison avec les autres opérateurs publics.

⁴ Chômage d'exclusion est le chômage de longue durée qui éloigne progressivement les actifs du monde du travail.

Toutes choses étant égales par ailleurs et comparativement au secteur tertiaire, avoir suivi ses études dans le secteur secondaire améliore les chances d'accès à un emploi de 12 %. Toutefois, les formations du secteur primaire réduisent la probabilité instantanée d'accéder à l'emploi d'environ 27 %. Les formations des secteurs primaire et secondaire offrent moins d'opportunités de stage comparativement au secteur tertiaire. Cela pourrait renvoyer au fait que le secteur secondaire embauche directement les lauréats de la FP alors que le secteur tertiaire teste les lauréats avant de les embaucher⁵. Les formations du secteur secondaire et du secteur primaire favorisent la sortie du marché du travail comparativement au secteur tertiaire.

La probabilité instantanée de sortie du chômage vers l'emploi augmente avec le niveau de satisfaction. L'insatisfaction de la formation suivie réduit les chances de trouver un stage après un épisode de chômage de 20 % alors que la satisfaction de la formation reçue ne semble pas être déterminante dans l'accès à un stage. Ne pas être satisfait de sa formation n'a pas d'effet sur la sortie du marché du travail pour un chômeur. D'une manière surprenante, un chômeur moyennement satisfait a une probabilité de sortie du marché du travail moins de presque 10 % à celle d'un chômeur déclarant être très satisfait de la formation prodiguée par le système de FP toutes choses étant égales par ailleurs. Le fait d'avoir des parents employés augmente la probabilité d'accéder à l'emploi en étant un chômeur de presque 50 % et augmente la chance de trouver un stage de 9 %, tandis qu'il augmente à notre surprise la probabilité d'être inactif de 9 %. Finalement, nous constatons une association positive entre la croissance économique et la probabilité d'accéder à partir du chômage à l'emploi, au stage et à l'inactivité. Il semble que la croissance économique ne génère pas suffisamment d'emploi pour assurer un accès à l'emploi à même de protéger de la sortie du marché du travail.

⁵ Si l'on suppose que les diplômés formés dans le secteur secondaire et le secteur tertiaire sont censés trouver un emploi respectivement dans le secteur secondaire et tertiaire.

Bibliographie :

- Agénor, P.-R., et El Aynaoui, K. 2005. Politiques du marché du travail et chômage au Maroc : une analyse quantitative. *Revue d'économie du développement*, 13 (1).
- Blanchard, O. J., et Diamond, P. 1994. Ranking, unemployment duration, and wages. *Review of Economic Studies*, 61 : 417–434.
- Boudarbat, B. 2007. La situation des diplômés de la formation professionnelle sur le marché du travail au Maroc: Une analyse sexo-spécifique à l'aide des modèles de durée. *Revue canadienne d'études du développement*, 28 : 287-308.
- Bougroum, M., et Ibourk, A. 2002. Le chômage des diplômés au Maroc : quelques réflexions sur les dispositifs d'aide à l'insertion. *Formation-Emploi*, 79.
- Bougroum, M., Ibourk, A., et Trachen, A. 2002. L'insertion des diplômés au Maroc : trajectoires professionnelles et déterminants individuels. *Revue Région et Développement* (15) : 57-77.
- Cazals, C. 1992. Évolution des individus âgés sur le marché du travail aux États-Unis: un modèle à risques concurrents. *Revue économique*, 43 (3) : 487-508.
- Dănăcică, D. E., et Mazilescu, R. 2014. Long-term unemployment spells and exit states of men in Romania and Hungary. *Procedia Economics and Finance* , 8 : 236 – 245.
- Dickens, W., et Lang, K. 1996. An Analysis of the Nature of Unemployment in Sri Lanka. *Journal of Development Studies*, 31 : 620-636.
- Direction de la Statistique. 2009. Activité, emploi et chômage, Résultats détaillés, Haut Commissariat au Plan.
- Direction de la statistique. 2012. *Direction de la statistique. (2012). Activité, emploi et chômage, Résultats détaillés.* Haut Commissariat au plan.
- Giret, J.-F., et Issehnane, S. 2010. L'effet de la qualité des stages sur l'insertion professionnelle. Le cas des diplômés de l'enseignement supérieur. *Céreq* .
- Glewwe, P. 1987. Unemployment in Developing Countries: Economist's Models in Light of Evidence from Sri Lanka. *International Economic Journal*, 1 (4) : 1-17.
- Heckman, J., et Borjas, G. 1980. Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State. *Economica, New Series* , 47 (187) : 247-283.
- Heckman, J., et Singer, B. 1984. A method for minimizing the distributional assumptions in econometric models for duration data. *Econometrica*, 52 : 271-320.
- Hirschman, C. 1982. Unemployment among Urban Youth in Peninsular Malaysia, 1970. A Multivariate Analysis of Individual and Structural Effects. *Economic Development and Cultural Change* , 30 (2) : 391-412.
- Katz, L. 1986. Layoffs, Recall and the duration of Unemployment. NBER working paper *SERIES*, n°1825 .
- Kupets, O. 2006. Determinants of unemployment duration in Ukraine. *Journal of Comparative Economics* (34) : 228–247.

- Lancaster, T. 1979. Econometric methods for the duration of unemployment. *Econometrica* , 47 : 939-956.
- Magnac, T. 2000. Subsidised Training and Youth Employment : Distinguishing Unobserved Heterogeneity from State Dependence in Labour Market Histories. *The Economic Journal* , 110 : 805-837.
- Manning, C., et Junankar, P. 1998. Choosy Youth or Unwanted Youth? A Survey of Unemployment. *Bulletin of Indonesian Economic Studies* , 34 (1) : 55-93.
- Mealli, F., Pudney, S., et Thomas, J. 1996. Training Duration and Post-Training Outcomes: A Duration-Limited Competing Risks Model. *The Economic Journal* , 106 (435) : 422-433.
- Montmarquette, C. Mourji, F. et Garni, A. 1996. L'insertion des diplômés de la formation professionnelle dans le marché du travail marocain : une application des modèles de durée. *Région et développement* .
- O'Sullivan, A., Rey, M., et Méndez, J. 2011. Foreign investment policies and job creation in the MENA regions. Paris: OECD, World Economic Forum. The Arab world competitiveness report, chapter 3.
- Rama, M. 1998. How Bad is Unemployment in Tunisia? Assessing Labor Market Efficiency in a Developing Country. *World Bank Research Observer* , 13 (1) : 59-78.
- Rama, M. 2003. The Sri Lankan Unemployment Problem Revisited. *Review of Development Economics* , 7 : 510-525.
- Sagaon-Teyssier, L. 2009. Analyses empiriques de la dynamique du marché du travail mexicain à partir de données longitudinales , non publié, thèse de doctorat, Université de université de la Méditerranée.
- Solon, G. 1985. Work Incentive Effects of Taxing Unemployment Benefits. *Econometrica* , 53 : 295-306.
- Tanjo, J. 1990. Opportunities, Aspirations, and Urban Unemployment of Youth: The Case of Colombia. *Economic Development and Cultural Change* , 38 (4) : 733-761.
- Tsiatis, A. 1975. A non identifiability aspect of the problem of competing risks. . *Proc,Nat. Acad. Sci.USA* 72 : 20-22.
- Van den Berg, G. J., Gijssbert, A., Van Lomwel, C., et Van Ours, J. C. 2008. Nonparametric Estimation of a Dependent Competing Risks Model for Unemployment Durations. *Empirical Economics* , 34 (3) : 477-491.