

**ANALYSIS OF THE EXPLANATORY FACTORS OF THE ACCESS TO  
EMPLOYMENT OF THE UNIVERSITY DEGREES: COMPARISON OF MEN  
AND WOMEN.**

**ANALYSE DES FACTEURS EXPLICATIFS DE L'ACCES A L'EMPLOI DES  
DIPLOMES UNIVERSITAIRES : COMPARAISON HOMMES-FEMMES.**

**\*Abdelkrim HOUCINI**

*Ecole Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée ENSSEA*  
[abdelkrimhoucini@gmail.com](mailto:abdelkrimhoucini@gmail.com)

**Reçu le:** 08/04/2019 **Accepté le :** 15/05/2019 **Publication en ligne le:** 10/06/2019

**ABSTRACT:** This article explores the quality of the professional insertion of young university graduates first-job-seekers in Algeria, using the duration model semi-parametric Cox proportional hazards due to the particularity of the data used in this study, namely that they are incomplete at the time where the investigation has been completed. Duration models therefore take account of these observations Censored and of the information they contain. More specifically, it is essentially, to identify the explanatory factors of their first entry into active life through the Cox model estimated using different approaches to estimate. The originality of this model, as any model of durations, lies in its power to authorize the control and the systematic taking into account of the data censored in the estimates.

**Key words:** professional insertion, model durations, semi-parametric model Cox proportional hazards.

**JEL Classification :** C13, C14, C24, J64.

**RESUME :** Cet article explore la qualité de l'insertion professionnelle des jeunes diplômés universitaires primo-demandeurs d'emploi en Algérie, en utilisant le modèle de durée semi-paramétrique à risques proportionnels de Cox en raison de la particularité des données utilisées dans cette étude, à savoir qu'elles sont incomplètes au moment où l'enquête a été achevée. Les modèles de durée tiennent donc compte de ces observations censurées et de l'information qu'elles contiennent. Plus précisément, Il s'agit essentiellement, d'identifier les facteurs explicatifs de leur première entrée dans la vie active à travers le modèle de Cox estimé à l'aide de différentes approches d'estimation. L'originalité de ce de modèle, comme tout modèle des durées, réside dans son pouvoir d'autoriser le contrôle et la prise en compte systématique des données censurées dans les estimations.

**Mots Clés :** Insertion professionnelle, modèle des durées, modèle semi-paramétrique à risques proportionnels de cox.

## 1. INTRODUCTION

L'objet de cet article est d'analyser les facteurs explicatifs de l'insertion professionnelle des jeunes diplômés de l'enseignement supérieur primo-demandeurs d'emploi en Algérie en mettant en œuvre les modèles de durée à risques proportionnels, qui prennent en considération la particularité des données utilisées, à savoir qu'elles sont incomplètes pour les diplômés toujours sans emploi au moment où l'enquête a été achevée. Le choix du modèle à risques proportionnels donne l'opportunité d'estimer le modèle par une méthode semi-paramétrique où il n'est pas nécessaire de spécifier la forme de la fonction de risque de base  $h_0(t)$ , qui peut être distribuée selon une loi exponentielle ou une loi de weibull et estimé non paramétriquement. L'estimation des paramètres  $\beta$  est obtenue par maximisation de la fonction de vraisemblance partielle. Autrement dit, cette méthode définit la variable dépendante comme étant le «risque» de connaître un changement d'état au fil du temps. Elle permet d'estimer *quels sont les facteurs qui déterminent, ou qui rendent davantage susceptible l'occurrence d'un événement, d'une situation ou d'un comportement, et ce «à caractéristiques égales»*. Ce modèle de régression permet aussi d'insérer facilement des variables explicatives et de calculer leur effet sur le risque de connaître un événement. Cet article comporte une description succincte de la base de données utilisée et une analyse des facteurs d'accès à l'emploi en utilisant le modèle des hasards proportionnels de Cox, qui nous offre une parfaite souplesse pour l'estimation de la fonction hasard de base et la fonction de survie.

## 2. LA SOURCE DES DONNEES

Dans cet article, nous utiliserons les données de l'enquête longitudinale effectuée par l'unité de recherche de l'INPS, créée en septembre 1994, sur le thème « évaluation de la formation et de la recherche universitaire ». Cette enquête a ciblé les diplômés de l'enseignement supérieur promu en 1990, 1991, 1992 et en 1993 ; son objectif était de *«recueillir des informations sur les expériences du marché du travail des diplômés, sur l'emploi, les professions exercées et la relation entre l'emploi et les études»*.

Pour constituer la population mère, 18 établissements ont été retenus, à savoir dix(10) écoles normales (ENS et ENSET), trois(03) universités (USTHB, USTO, Blida), deux(02) grandes écoles (EPAU, INPS), deux(02) centres universitaires (Bejaia, Laghouat) et l'institut de sciences médicales de Annaba, dont le nombre des diplômés était de 13 348 où 5 057 sont de sexe féminin. Sur les 3989 diplômés enquêtés, 1801 ont retourné des questionnaires exploitables, soit un rendement net de l'enquête de 45,15% et ce qui a permis d'observer le cheminement des répondants sur une période de 2 à 5 ans, selon l'année de promotion. Cependant, l'enquête a permis de constituer une base de données portant sur les données sociodémographiques des diplômés (âge, sexe, état matrimoniale, niveau d'instruction des parents, etc.) et les activités professionnelles sur le marché du travail.

Par ailleurs, notre approche privilégiée est celle des données longitudinales qui tiennent compte de la durée de chômage et des étapes du processus d'insertion professionnelle. Autrement dit, le grand avantage des données longitudinales est qu'elles

légitiment l'étude des parcours biographiques éclairant, du coup, le processus d'insertion professionnelle des diplômés de l'enseignement supérieur, révèlent les stratégies déployées afin d'occuper un emploi et permettent l'étude de la chronologie de certains événements vécus au cours d'une certaine période.

### **3. PRESENTATION ET INTERPRETATION DES RESULTATS**

On va illustrer l'utilisation du modèle de Cox en temps continu, connu aussi sous le nom de modèle semi-paramétrique à risques proportionnels, à partir des données de l'enquête. Ce modèle exprime le risque instantané d'accès à l'emploi en fonction d'une combinaison linéaire de facteurs explicatifs. Il permet de quantifier et de tester les effets propres de caractéristiques individuelles telles que sexe, niveau de formation, expérience passée, etc., sur le risque de sortie du chômage.

Par ailleurs, l'ajustement du modèle de Cox se fera avec la procédure de régression de Cox de SPSS. Cette procédure va nous fournir les indicateurs pour évaluer le modèle et analyser les facteurs explicatifs d'accès à l'emploi en établissant une stratification sur le facteur auquel on s'intéresse. Cette stratification définit des groupes et on évalue l'effet du facteur choisi en comparant leur fonction de survie au chômage.

Cependant, parmi les différents facteurs explicatifs pouvant affecter le processus d'insertion sur le marché du travail, nous étions amenés à retenir le facteur sexe, qui est très souvent avancé comme source de discrimination sur le marché du travail.

#### **3.1 Interprétation des coefficients estimés**

En effet, pour la promotion 91, l'estimation proprement dite du modèle est donnée dans le tableau "Variables in the Equation" (promotion 91).

Sous B on y lit le coefficient estimé du facteur explicatif, qui vaut  $-0,276$  et qui mesure l'effet du facteur sur le logarithme du risque de sortir du chômage. Mais, il est souvent plus aisé d'interpréter l'exponentiel du coefficient donné sous  $\text{Exp}(B)$  qui correspond à ce qu'on nomme taux de hasard (hazard ratio)<sup>†</sup>, qui ne dépend pas du temps. Donc, pour le genre, ce taux de hasard est d'environ de  $0,759$ . Ceci signifie que le risque de voir une femme ( $\text{sex} = 2$ ) sortir du chômage est moindre que celui d'un homme ( $\text{sex} = 1$ ).

La colonne SE (Standard Error) donne l'erreur standard du coefficient qui mesure la variabilité de l'estimateur utilise. Les trois colonnes 'Wald', 'df' et 'Sig' concernent la

---

$$^{\dagger} \text{ Définie par } \frac{h_0(t)\exp\left(\beta^T X_i\right)}{h_0(t)\exp\left(\beta^T X_j\right)} = \exp\left[\beta^T \left(X_i - X_j\right)\right]$$

statistique de Wald utilisée pour tester la significativité individuelle du coefficient. Elles donnent respectivement la valeur de la statistique, son degré de liberté et son degré de signification. On remarque ici que si les effets du genre (sex) n'est pas significatif au seuil de 5%. Autrement dit, le facteur sexe n'affecte pas significativement le risque de sortir du chômage.

Les informations sous "Block 0 : Beginning Block" concernent le modèle sans le facteur explicatif sexe. En fait, on a ici simplement la valeur  $-2 \text{ Log Likelihood}$ , que l'on peut sommairement interpréter comme la 'distance' entre les prédictions fournies par le modèle et les observations.

Les résultats du modèle spécifié figurent sous "Block 1". On y trouve le tableau déjà discuté des coefficients, mais aussi, sous "Omnibus Tests of Model Coefficients", des indicateurs globaux d'ajustement, soit le  $-2 \text{ log vraisemblance}$ , la statistique du 'Score Test' ('Overall Score') et celle du rapport de vraisemblance donnée sous 'Change From Previous Step' et 'Change From Previous Block'. Ces deux dernières sont ici les mêmes, la différence entre étape (step) et bloc (block) apparaîtra ultérieurement. Retenons simplement ici qu'il s'agit de statistiques du khi-deux qui mesurent l'amélioration par rapport au modèle de référence, celui du bloc 0. Le gain est d'autant meilleur que ces statistiques sont grandes pour leurs degrés de liberté. En règle générale, on considère le gain comme significatif lorsque le degré de signification ('Sig') est inférieur à 5%, ce qui n'est pas le cas ici. Notre facteur ne permet pas donc d'améliorer significativement l'ajustement par rapport au modèle sans facteurs explicatifs.

Pour les promotions 92 et 93, les taux de hasard sont égales respectivement à 0,938 et 0,905. Ceci signifie, que les filles et les garçons de ces promotions vivent la période de chômage d'une manière presque identique. Donc, les différences de comportement entre les filles et les garçons se maintiennent de génération en génération ; ce qui explique que l'ampleur du phénomène de discrimination sur le marché du travail entre les deux sexes, devient de moins en moins importante ou bien, que garçons et filles trouvent les mêmes difficultés à s'insérer dans la vie.

### Cox Regression

#### Block 0: Beginning Block

-2Log Likelihood		
663,322 (promo. 91)	1579,026 (promo. 92)	633,822 (promo. 93)

**Block 1: Method = Enter**

**Omnibus Tests of Model Coefficients**

		Overall (score)			Change From Previous Step			Change From Previous Block		
Promotion	-2Log Likelihood	Chi-square	df	Sig.	Chi-square	df	Sig.	Chi-square	df	Sig.
1991	660,388	2,912	2	0,233	2,934	2	0,231	2,934	2	0,231
1992	157,8657	0,368	2	0,832	0370	2	0,831	0370	2	0,831
1993	632,752	1,092	2	0,579	1,070	2	0,586	1,070	2	0,586

**Variables in the Equation**

Promotion		B	SE	Wald	df	Sig.	Exp(B)
1991	SEX	-0,276	0,235	1,374	1	0,241	0,759
	Diplôme	0,000	0,000	1,230	1	0,267	1,000
1992	SEX	-0,064	0,159	0,163	1	0,686	0,938
	Diplôme	0,000	0,000	0,234	1	0,629	1,000
1993	SEX	-0,100	0,259	0,150	1	0,699	0,905
	Diplôme	0,000	0,000	0,801	1	0,371	1,000

**3.2 Significativité individuelle des coefficients**

La pertinence statistique d'un modèle se fonde en règle générale sur la significativité statistique individuelle des coefficients, sur l'ajustement global, et sur l'analyse des résidus, dont les divers indicateurs sont fournis par SPSS Pour le modèle de Cox.

Comme on l'a vu par exemple aux tableaux précédents, la procédure de régression de Cox donne pour chaque coefficient la statistique de Wald associée, ses degrés de liberté et son degré de significativité. La procédure ne donne pas par contre le ratio critique, souvent appelé t de Student, entre le coefficient et son erreur standard que l'on examine traditionnellement pour juger de sa significativité statistique. Une règle sommaire avec le ratio critique est de considérer le coefficient comme significatif lorsque le ratio est supérieur à 2.

Pour un coefficient individuel, la statistique de Wald est tout simplement le carré du ratio critique. Pour la promotion 91, le coefficient de SEX est  $-0,276$  et son erreur standard  $0,235$ . Le ratio critique vaut  $-0,276/0,235 = -1,1744$  dont le carré est  $(-1,1744)^2 = 1,374$ , soit (aux erreurs d'arrondis près) la valeur indiquée pour la statistique de Wald. Selon la règle sommaire du ratio critique supérieur à 2, cette valeur de Wald est ici petite puisque inférieur à  $2^2 = 4$ . Elle indique donc un effet non significatif du genre (SEX).

Pour une règle plus précise, on compare la valeur de Wald pour un coefficient à un chi-deux à 1 degré de liberté. En effet, sous l'hypothèse d'effet nul, la statistique de Wald d'un coefficient est distribuée comme un khi-deux à 1 degré de liberté. La significativité de la variable sexe est ainsi non confirmée par son degré de signification supérieur à 0,05.

$$\text{Sig}(\text{sex}) = p\left(\chi^2_{(1dl)} > 1,374\right) \approx 0,241$$

Par ailleurs, les indications sur l'ajustement global du modèle sont données dans le tableau intitulé "Omnibus Tests of Models Coefficients".

On y trouve:

- le moins 2 log vraisemblance ('-2 Log Likelihood') qui correspond ici à -2 fois le logarithme du maximum atteint de la vraisemblance partielle,
- la statistique du khi-deux du Score Test ('Overall'),
- la statistique du khi-deux du rapport de vraisemblance ('Change from Previous Step').

En effet, le -2 Log Likelihood, noté  $-2LL$ , mesure la qualité de reproduction des données ou si l'on veut la 'distance' entre les prédictions fournies par le modèle et les observations. Pour la promotion 91, on a  $-2LL = 660,388$ .

L'ajustement du modèle est d'autant meilleur que sa vraisemblance est forte, et que donc son  $-2LL$  est petit. Pour la promotion 91 on observe que l'ajustement du modèle,  $-2LL(m) = 660,388$  est meilleur que celle du modèle sans facteurs explicatifs,  $-2LL(m_0) = 663,322$ . Cette dernière valeur correspond au  $-2LL$  initial indiqué au Block 0. En termes absolus, on ne sait pas quand un  $-2LL$  est petit ou quand il est grand. Cette quantité n'a de sens que lorsqu'on la compare avec le  $-2LL$  d'autres modèles. En particulier, nous verrons que le khi-deux du rapport de vraisemblance compare la valeur du  $-2LL$  observé de 660,388 au 663,322 du  $-2LL$  du modèle du Block 0.

Les statistiques du khi-deux permettent d'évaluer si globalement l'ensemble des facteurs explicatifs considérés améliore significativement l'ajustement du modèle naïf  $m_0$  qui ne tient compte d'aucun facteur explicatif ( $\beta = 0$ ). En d'autres termes, pour un modèle avec  $p$  coefficients, ils permettent de tester l'hypothèse  $H_0 : \beta_1 = 0, \dots, \beta_p = 0$  contre l'hypothèse qu'un au moins des coefficients est non

nul. Trois statistiques du khi-deux sont utilisables dans ce contexte, à savoir Score Test (Score), Wald (Wald) et le rapport de vraisemblance (G2).

Sous l'hypothèse  $H_0$  (modèle naïf correct), les trois statistiques sont distribuées asymptotiquement selon une loi du khi-deux à  $p$  degrés de liberté. On considère donc l'amélioration par rapport au modèle naïf comme significative lorsque la valeur de ces statistiques est suffisamment grande, soit lorsque leur degré de signification est inférieur, en règle générale, à 5%. Le degré de signification est ici défini comme la probabilité que le khi-deux prenne une valeur supérieure à la valeur observée de la statistique. Pour la promotion 91, la valeur du Score est 2,912. Ceci est petit pour  $p = 1$  degré de liberté<sup>‡</sup>, ce que confirme le degré de non signification

$$\text{Sig}(\text{score}) = p(\chi^2_1 > \text{Score}_{obs} = 2,912) \approx 0,233$$

Le modèle naïf doit donc être accepté au profit du modèle ajusté. Cela ne signifie pas que le modèle naïf est satisfaisant, mais nous dit simplement que le modèle naïf fait mieux que le modèle ajusté.

Les autres statistiques donnent des valeurs du même ordre de grandeur que le Score. SPSS ne donne pas la valeur de la statistique de Wald pour le test global, mais fournit la valeur du rapport de vraisemblance  $G^2$  sous 'Change from Previous Step'. On a pour notre cas  $G^2 = 2,934$ , ce qui est effectivement très proche de la valeur de 2,912 du Score.

Le test du rapport de vraisemblance présente l'avantage de pouvoir être très facilement exploité pour la comparaison de modèles emboîtés dès que l'on dispose des  $-2LL$ . Nous explicitons ci-dessous sa logique.

Soit  $m_2$  un modèle ajusté et  $m_1$  un modèle emboîté dans  $m_2$ , dit parfois aussi modèle contraint. Le modèle  $m_1$  est contraint s'il s'obtient en imposant des contraintes sur les paramètres de  $m_2$ . Pour simplifier, pensons simplement à des contraintes de nullité du type  $\beta_j = 0$ . Comme  $m_2$  est plus complet (plus de paramètres libres), sa vraisemblance est plus grande que celle de  $m_1$  qui n'est qu'un cas particulier de  $m_2$ . Dès lors, le rapport de vraisemblance partielle  $LP(m_2) / LP(m_1)$  ne peut être que plus grand ou égal à 1.

---

<sup>‡</sup>Rappelons que l'espérance du khi-deux est son nombre de degrés de liberté,  $E(\chi^2_p) = p$ , et que sa

variance vaut deux fois ce nombre  $V(\chi^2_p) = 2p$ .

L'idée du test du rapport de vraisemblance est de voir si le rapport est significativement plus grand que 1, auquel cas le modèle réduit  $m_1$  sera considéré comme significativement différent de  $m_2$ . On a l'équivalence

$$\frac{LP(m_2)}{LP(m_1)} > 1 \Leftrightarrow -2LL(m_1) + 2LL(m_2) > 0$$

et l'on regarde alors de façon équivalente si la quantité  $-2LL(m_1) + 2LL(m_2)$  est significativement non nulle. C'est cette quantité

$$G^2(m_2|m_1) = -2LL(m_1) + 2LL(m_2)$$

Que l'on appelle statistique du rapport de vraisemblance, qui est connue aussi sous le nom de déviance. Sous l'hypothèse que la spécification  $m_1$  est correcte, et sous certaines conditions de régularité, elle est asymptotiquement distribuée comme un khi-deux avec pour degrés de liberté le nombre de contraintes qui permet de passer de la spécification  $m_2$  au modèle  $m_1$ .

Dans le cas de l'évaluation globale, les seuls modèles considérés sont le modèle ajusté  $m$  et le modèle naïf  $m_0$ . On obtient  $m_0$  en imposant la nullité de tous les  $p$  coefficients, soit  $\beta_j = 0, j = 1, \dots, p$ . La statistique  $G^2(m_0|m)$  qui compare  $m$  à  $m_0$  a donc  $p$  degrés de liberté. C'est la valeur de cette statistique que SPSS donne sous 'Change from Previous Block'. Dans notre cas, il s'agit du changement entre les blocs 0 et 1. On vérifie en effet que l'on a

$$G^2(m_0|m) = -2LL(m) + 2LL(m_0) = 663,322 - 660,388 = 2,934$$

Comme on a  $p = 1$ , la significativité de ce gain par rapport au modèle naïf est

$$\text{Sig}\left(G^2(m_0|m)\right) = p\left(\chi^2_1 > 2,934\right) \approx 0,231$$

La probabilité n'étant pas négligeable, le gain n'est pas du tout significatif.

Avant de terminer avec la significativité des coefficients, il y a lieu de calculer le pseudo  $R^2$ , qui s'interprète comme la proportion de réduction du défaut d'ajustement ou "dispersion résiduelle" du modèle naïf, la dispersion étant mesurée en terme de  $-2LL$ .

En effet, le pseudo  $R^2$  le plus pertinent dans notre contexte est celui Cox et Snell [3] et donné par :



$$R_{CS}^2 = 1 - \exp\left(-\frac{-2LL(m_0) + 2LL(m)}{n}\right)$$

Le  $n$  est le nombre de termes dans la vraisemblance, soit en général le nombre d'observations. Pour le modèle de Cox, il s'agit du nombre d'événements "event" c'est-à-dire le nombre de non censurés ou bien les épisodes se terminant avec la réalisation de l'événement. Pour la promotion 91, on a  $n=82$ . On obtient ainsi :

$$R_{CS}^2 = 1 - \exp\left(-\frac{2,934}{82}\right) = 1 - \exp(-0,0357) \approx 0,0035$$

Autrement dit, la part "expliquée" de la "dispersion" total est tout simplement nul. Pour la promotion 92, on a :

$$R_{CS}^2 = 1 - \exp\left(-\frac{0,307}{165}\right) = 1 - \exp(-0,0022) \approx 0,0022$$

et on a le même constat que pour la promotion 91. Pour la promotion 93, on a

$R_{CS}^2 = 1 - \exp\left(-\frac{1,070}{73}\right) = 1 - \exp(-0,0146) \approx 0,0145$  et la part expliquée de la dispersion total est de l'ordre 1,4%.

#### 4. ESTIMATION DE LA FONCTION DE SURVIE

Dans le cadre théorique, le risque proportionnel pour l'individu  $i$  s'écrit :

$$h_i(t) = h_0(t) \exp(\beta^T X_i)$$

$$\text{ou bien } \ln h_i(t) = \ln h_0(t) + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p$$

Il s'agit d'un modèle semi-paramétrique. La partie paramétrique concerne les effets des caractéristiques sur le risque qui sont paramétrés par la forme linéaire  $\beta^T X_i$ . L'aspect non-paramétrique a trait à l'absence d'hypothèses sur la forme de la fonction de risque  $h_0(t)$ . Le fait que le modèle ne nécessite pas d'hypothèse sur la forme de la distribution des durées a largement contribué à sa popularité et pour prédire un risque ou une durée pour un profil donné, les prédictions sont possibles par le biais de techniques non paramétriques similaires au principe de Kaplan-Meier. Notons simplement ici que pour un modèle à risque proportionnel, la fonction de survie s'écrit [5]

$$S_i(t) = S_0(t)\beta^T X_i$$

Le modèle de Cox donne l'estimation  $\hat{\beta}$  des coefficients  $\beta$ . Pour obtenir une estimation de la probabilité de survie  $S_i(t)$ , il nous faut une estimation de la fonction  $S_0(t)$  de référence, qui est estimé de façon non paramétrique avec l'estimateur de Kaplan-Meier et cela en l'absence d'hypothèses sur la forme de la distribution.

Cependant, Avec la procédure régression de Cox de SPSS, on a généré pour nos trois promotions les courbes stratifiées des fonctions de survie  $S_i(t)$  selon l'indicateur sexe, afin d'observer et de comparer graphiquement la survie au chômage entre filles et garçons.

En effet, l'observation des courbes de survie pour la promotion 91 sur la figure 1, permet de conclure qu'à partir de l'obtention du diplôme, que les filles et les garçons vivent environ cinq (05) trimestres de durée de chômage d'une manière presque identique, dans la mesure où les courbes de survie sont assez proches et se coupent parfois et ensuite c'est les filles qui ont tendance à rester plus longtemps en chômage durant le reste de la période. Cette conclusion va dans le même sens que l'interprétation qu'on a pu tirer de la valeur 0,759 de l'exponentiel du coefficient de sexe. Ce 0,759 nous dit en effet que le risque de sortir du chômage est 0,75 fois moins important pour une fille (sex=2) que pour un garçon (sex=1).

Pour les promotions 92 et 93 (figure 2 et figure 3), les courbes de survie nous montrent que les situations vis-à-vis de l'insertion dans la vie active sont néanmoins similaires durant les six (06) premiers trimestres et ensuite on remarque que les filles trouvent très peu de difficulté, par rapport aux garçons, à s'insérer dans le monde du travail. Ce qui est confirmé par les valeurs de l'exponentiel du coefficient sex dans les figures 2 et 3.

Par ailleurs, il y a lieu de rappeler que le modèle semi paramétrique de Cox est très général puisqu'il suppose cependant la proportionnalité des risques, qu'on peut vérifier graphiquement. Cette évaluation graphique exploite une propriété des courbes  $\ln(-\ln S)$ , où S est la fonction de survie. Ces courbes sont appelées LML pour 'Log Minus Log', qu'on a généré avec les courbes de survie (figures 1, 2 et 3). Sous l'hypothèse de proportionnalité, on a en effet l'équivalence

$$S_i(t) = S_0(t)\beta^T X_i \Leftrightarrow \ln(-\ln S_i(t)) = \ln(-\ln S_0(t)) + \beta^T X_i$$

Selon la partie de droite, les courbes LML sont parallèles, en ce sens que pour deux profils  $X_1$  et  $X_2$ , la différence entre les courbes LML est, en tout  $t$ , égale à  $\beta^T (X_2 - X_1)$  et donc indépendante du temps.

Le test graphique consiste alors à tracer les courbes LML pour chaque valeur d'une covariable, les autres étant maintenues constantes, et de vérifier si cette translation se vérifie. Il y a proportionnalité si on peut obtenir la courbe LML du haut par simple glissement de celle du bas vers le haut. Dans les figures 1, 2 et 3, on remarque que c'est tout à fait le cas pour les promotions 92 et 93 où le parallélisme semble mieux marqué, ainsi que pour la promotion 91 où on n'est pas très loin, d'où la vérification de la proportionnalité.

## **5. CONCLUSION**

Cet article a été consacré à la présentation des résultats de l'examen de l'influence des facteurs explicatifs sur l'insertion professionnelle des jeunes diplômés de l'enseignement supérieur primo-demandeurs d'emploi en Algérie dans le marché du travail en mettant en œuvre les modèles de durée à risques proportionnels.

En se limitant au seul facteur sexe, choisi parmi les autres, les résultats nous révèlent que le marché du travail favorise légèrement les garçons pour l'accès à l'emploi et cela pour la promotion 91. Pour les promotions 92 et 93, les garçons et les filles vivent l'insertion sur le marché du travail d'une manière presque identique. On peut procéder de la même manière pour d'autres facteurs et en déduire les résultats sur une éventuelle influence sur l'accès à l'emploi.

Figure N°1 (promotion 91)

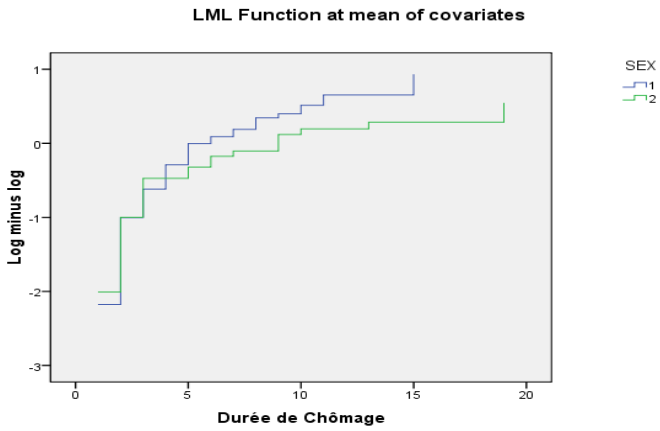
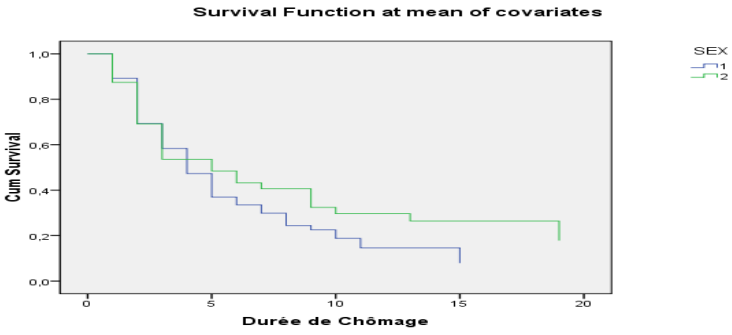
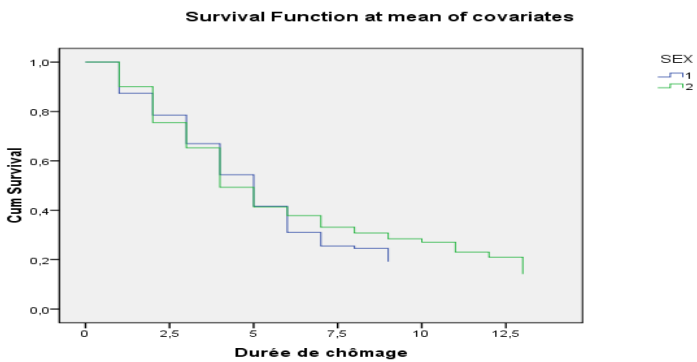
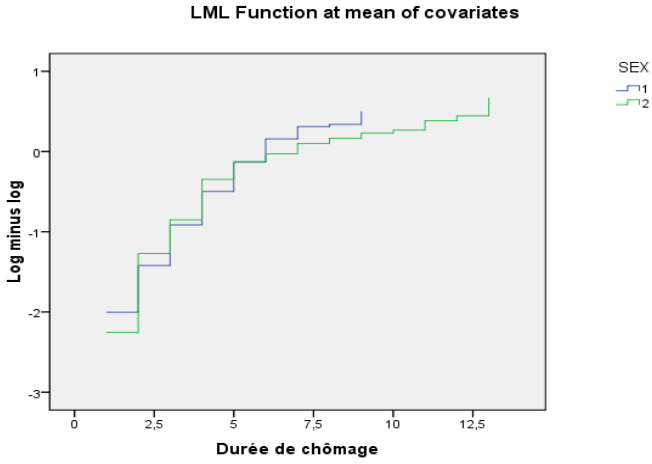
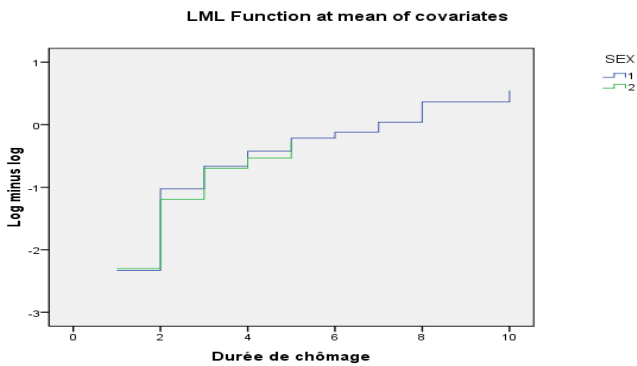
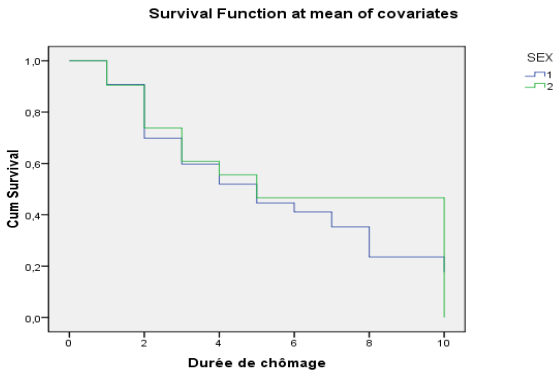


Figure 2 (promotion 92)





**Figure 3 (promotion 93)**



## BIBLIOGRAPHIE

1. NDERSEN, P., et R. GILL (1982), "Cox's regression model for counting processes: A large sample study", *Annals of Statistics*, 10, 1100–1120
2. COX, D.R., (1975), "Partial likelihood", *Biometrika*, 62(2), 269–276.
3. COX, D. R. et E. J. SNELL, (1989), "The Analysis of Binary Data", (2nd ed.), London: Chapman and Hall.
4. FLORENS J.P., FOUGERE D. et WERQUIN P., (1990), " Durées de chômage et transitions sur le marché du travail ", *Sociologie du travail* , No 4
5. HOSMER, D. W. et S. LEMESHOW, (1999), "Applied Survival Analysis, Régression Modeling of Time to Event Data", New York: Wiley.
6. JOHANSEN, S., (1983), "An extension of Cox's regression model", *International Statistical Review*, 51, 258–262.
7. KIEFER, N., (1988), "Economic Duration Data and Hazard Functions", *Journal of Economic Literature*, Vol.26, pp. 646-679.
8. LAPLANTE, B. et HÉBERT, B.-P., (2001), « L'analyse des données biographiques au moyen des modèles linéaires à effets aléatoires. Le cas des carrières des acteurs professionnels », *Cahiers québécois de démographie*, Vol. 30, no 1, printemps, p. 115-145.
9. LANCASTER, T., (1990), "The Econometric Analysis of Transition Data", *Econometric Society Monographs*, Cambridge university press, NEW-York. p.40-50.
10. MUSETTE, S., et CHARMES, J., (2002), "Employabilité au Maghreb : cas des femmes et des diplômés de l'enseignement supérieur", *Colloque Economie Méditerranée Monde Arabe*, Sousse 20-21 septembre
11. PLASSARD, J.M. et CAHUZAC, E. (1996). " L'insertion professionnelle des diplômés de l'université : quelques éléments de cadrage", 16p. Communication présentée au colloque : L'insertion professionnelle des diplômés de l'enseignement supérieur, Tunis III, novembre 1995.
12. TROTTIER, C. , LAFORCE, L. ET CLOUTIER, R. (1998) , "Les représentations de l'insertion professionnelle chez les diplômés de l'université". *Les jeunes, l'insertion, l'emploi*. Paris: PUF