



## EVALUATION DE L'INFLUENCE DES CARACTERISTIQUES SOCIODEMOGRAPHIQUES SUR LES TAUX DE SORTIE DE CHOMAGE

## EVALUATION OF THE INFLUENCE OF THE CHARACTERISTICS SOCIODEMOGRAPHIQUES ON THE OUTPUT RATE OF UNEMPLOYMENT

Abdelkrim HOUCINI<sup>1</sup>

Ecole Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée (ENSSEA), Koléa, Alger.

Date de Réception : 08/03/2020 ; Date de révision 31/03/2020 ; Date d'acceptation :12/04/2020

### RESUME

Cet article explore la qualité de l'insertion dans la vie active pour les diplômés de la formation professionnelle, c'est-à-dire la mesure de l'impact de divers caractéristiques sociodémographiques ou spatiales, sur les probabilités de sortie du chômage, en utilisant les méthodes non-paramétriques **des modèles de durée**, qui vont nous permettre d'estimer, la fonction de survie au chômage et la fonction de hasard, 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. Plus précisément, Il s'agit essentiellement, de mesurer l'impact de divers facteurs explicatifs de leur première entrée dans la vie active à travers l'estimation non-paramétrique de ces fonctions, en utilisant l'estimateur de **Kaplan-Meier**, qui consiste à utiliser une forme de la fonction de répartition empirique corrigée des effets de la censure.

**Mots Clés** : Insertion professionnelle, modèle des durées, estimation non-paramétrique, estimateur de Kaplan-Meier.

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

### ABSTRACT

This article explores the quality of the insertion in the active life for graduates of vocational training, that is to say the measurement of the impact of various sociodemographic characteristics or Space, on the probability of exit from unemployment, using the methods non-parametric models of duration, which will allow us to estimate, the survival function to unemployment and the function of chance (or function of risk), 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. More specifically, it is essentially, to measure the impact of various explanatory factors of their first entry into active life through the estimate non-parametric these functions by using the Kaplan-Meier estimator, which is to use a form of the function of empirical distribution corrected for the effects of censorship.

**Key words**: professional insertion, model of the durations, estimate non-parametric, estimator Kaplan-Meier.

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

---

<sup>1</sup> Corresponding author, mail : [abdelkrimhoucini@gmail.com](mailto:abdelkrimhoucini@gmail.com)

# EVALUATION DE L'INFLUENCE DES CARACTERISTIQUES SOCIODEMOGRAPHIQUES SUR LES TAUX DE SORTIE DE CHOMAGE (PP : 31-43)

## INTRODUCTION

L'objet de cet article est de mesurer l'impact de divers facteurs explicatifs sur le phénomène d'insertion dans la vie active des jeunes diplômés de la formation professionnelle (C.F.P.A.) primo-demandeurs d'emploi en Algérie en mettant en œuvre les méthodes non-paramétriques **des modèles de durée ou de "survie"**, qui vont nous permettre d'estimer, la fonction de survie au chômage et la fonction de hasard, 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. Le choix de cette estimation dite non-paramétrique revêt un intérêt essentiellement descriptif. Le plus illustre des estimateurs non-paramétriques est celui de **Kaplan-Meier**, qui est particulièrement adapté à l'hypothèse d'homogénéité de l'échantillon. Cette hypothèse peut paraître restrictive tant par nature un échantillon de chercheurs d'emploi est hétérogène du point de vue de ses caractéristiques. Cet estimateur est toutefois particulièrement instructif lorsque l'analyse des durées de chômage est menée en raisonnant par strates homogènes construites à partir de l'échantillon (par sexe ou par niveau de formation par exemple). Cependant, ces méthodes limitent l'étude des parcours d'insertion sur le marché du travail puisqu'elles permettent de décrire un processus comme une suite de changements d'états.

### 1. LA SOURCE DES DONNEES

Dans cet article, nous utiliserons les données, qui proviennent de l'enquête CERPEQ (Centre d'Études et de Recherche sur les Professions et les Qualifications) effectuée en juin 2014, pour le compte du ministère de la formation professionnelle, afin de réaliser une étude descriptive sur l'insertion professionnelle sur le marché du travail et qui portait sur les cinq (05) promotions de diplômés de 2009 à 2013. 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 la formation*».

L'échantillon se compose de 5330 diplômés des CFPA de la wilaya d'Alger de 2009 à 2013. De plus, un questionnaire détaillé a été soumis aux diplômés de l'échantillon. Ce qui 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.

Enfin, il faut noter qu'à l'issue de l'enquête, 4895 enquêtés (soit 91,83% de l'échantillon) ont fait l'objet de questionnaire totalement remplis.

Par ailleurs, il faut noter que le phénomène d'insertion professionnelle utilise cette base de données longitudinale, qui tient compte de la durée de chômage et des étapes du processus d'insertion en emploi. 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, 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.

### 2. PRESENTATION ET INTERPRETATION DES RESULTATS

On va illustrer l'utilisation des méthodes non-paramétriques **des modèles de durée (ou de survie)**, qui vont nous permettre d'estimer, la fonction de survie au chômage et la fonction de hasard. Pour l'estimation non-paramétrique de ces fonctions, on utilise l'estimateur le plus courant, qui est celui de **Kaplan-Meier** et qui consiste à utiliser une forme de la fonction de répartition empirique corrigée des effets de la censure pour estimer la fonction de survie.

## EVALUATION DE L'INFLUENCE DES CARACTERISTIQUES SOCIODEMOGRAPHIQUES SUR LES TAUX DE SORTIE DE CHOMAGE (PP : 31-43)

Par ailleurs, les estimateurs de la fonction de survie et du hasard sont traités avec la procédure LIFETEST (PROC LIFETEST) du logiciel SAS (Statistical Analysis System). Cette procédure nous permet de calculer les fonctions de survie par strates et fournit deux types de tests non-paramétriques, afin d'étudier l'homogénéité globale entre ces strates. Le premier est un test de rang généralisant le test de **Wilcoxon** à des données censurées et le second test dit du **Log-rank**, revient à comparer les possibilités de sortie des échantillons à chaque date.

Ainsi donc , on a établi une stratification pour définir les groupes les plus homogènes possibles et cela pour trois(3) facteurs , a savoir **le sexe** , qui est très souvent avancé comme source de discrimination sur le marché du travail, **le type de formation** , résidentielle ou apprentissage , dans la mesure où la formation par apprentissage constitue un investissement de l'entreprise dans le capital humain, et enfin **Le niveau de qualification** , qui est limité en grande partie à trois niveaux, à savoir Ouvrier Spécialisé (Niveau 1), Ouvrier Qualifié (Niveau 2) et Ouvrier Hautement Qualifié ( Niveau 3).

Pour évaluer l'impact d'un facteur sur le processus d'insertion, on compare les **fonctions de survie** des groupes (obtenus par stratification selon ce facteur) et alors ceux dont les courbes de survie sont les plus élevées, ce sont ceux qui ont les chances les plus faibles à s'insérer dans la vie active et par conséquent ils sont défavorisés par rapport à ceux dont la courbe est moins élevée. Quand les courbes sont assez proches ou "presque" égales, on dispose de statistiques de test d'homogénéité pour nous permettre de conclure.

Concernant l'utilisation de la **fonction de hasard** pour notre analyse, il faut noter que la vitesse d'insertion dans la vie active (ou intensité de transition vers le marché du travail) est modélisée par une loi de Weibull (famille généralisant la loi exponentielle).

### **2.1. IMPACT DE LA VARIABLE "SEXE"**

En effet, pour commencer on va illustrer la procédure "LIFETEST", qui a été utilisée afin de réaliser l'estimation non-paramétrique pour la variable "sexe" concernant la promotion 2009.

Il faut noter que par **analogie**, cette procédure "LIFETEST" s'illustre de la même façon pour les autres promotions de la variable "sexe", ainsi que pour les deux autres variables (type de formation et niveau de qualification).

**EVALUATION DE L'INFLUENCE DES CARACTERISTIQUES SOCIODEMOGRAPHIQUES**  
**SUR LES TAUX DE SORTIE DE CHOMAGE (PP : 31-43)**

**Tableau des Tests**

The SAS System

Testing Homogeneity of Survival Curves over Strata Time Variable duree (par **sexe**)

Test of Equality over Strata(*promotion 2009*)

Pr >

Test Chi-Square DF Chi-Square

Log-Rank 0.8836 1 0.3472

Wilcoxon 0.5204 1 0.4707

-2Log(LR) 5.8878 1 0.0152

Test of Equality over Strata(*promotion 2010*)

Pr >

Test Chi-Square DF Chi-Square

Log-Rank 0.2712 1 0.6025

Wilcoxon 0.2453 1 0.6204

-2Log(LR) 1.3849 1 0.2393

Test of Equality over Strata(*promotion 2011*)

Pr >

Test Chi-Square DF Chi-Square

Log-Rank 0.0009 1 0.9764

Wilcoxon 1.5815 1 0.2086

-2Log(LR) 0.8302 1 0.3622

Test of Equality over Strata(*promotion 2012*)

Pr >

Test Chi-Square DF Chi-Square

Log-Rank 4.0943 1 0.0430

Wilcoxon 0.7543 1 0.3851

-2Log(LR) 8.9289 1 0.0028

Test of Equality over Strata(*promotion 2013*)

Pr >

Test Chi-Square DF Chi-Square

Log-Rank 0.4214 1 0.5162

Wilcoxon 0.3871 1 0.5338

-2Log(LR) 0.1996 1 0.6551

-2Log(LR) : Test de rapport de vraisemblance (TSRV), avec,

H<sub>0</sub> : les lois sont exponentielles de même paramètre dans les deux sous-groupes

H<sub>1</sub> : paramètres différents (mais exponentielles)



## EVALUATION DE L'INFLUENCE DES CARACTERISTIQUES SOCIODEMOGRAPHIQUES SUR LES TAUX DE SORTIE DE CHOMAGE (PP : 31-43)

En effet, l'observation des **courbes de survie** pour les différentes promotions, permet de conclure que pour les deux sexes, à partir de l'obtention du diplôme et durant une certaine période, l'entrée dans la vie active est presque identique, dans la mesure où les courbes de survie sont assez proches et se coupent parfois.

C'est ainsi que pour les promus de 2009 (graphe) et durant 24 mois environ, le processus d'insertion dans la vie active est presque identique entre garçons et filles, au delà, l'insertion devient plus difficile pour les filles, car leur courbe de survie demeurera constante jusqu'à la fin de l'observation, tandis que pour les garçons le processus se maintient. Autrement dit, l'insertion dans la vie active a été plus favorable pour les garçons au delà de la période de recherche d'emploi dépassant deux ans.

L'explication de ce phénomène est vraisemblablement due à une rareté relative de l'emploi féminin ou bien parce que les filles manifestent une intensité de recherche d'emploi moindre en restant à la maison.

Cependant, le fait de rester à la maison n'est pas toujours un acte volontaire, mais résulte de l'exigence de certains parents ou conjoints ou bien de l'impossibilité de trouver un travail extérieur dans les bonnes conditions (proximité, horaires, etc...).

Pour les autres promus, ceux de 2010, 2011 et 2012, les différences de comportement entre les filles et les garçons se maintiennent de génération en génération; autrement dit les garçons vivent de manière moins douloureuse que le sexe opposé le processus d'insertion dans la vie active. Néanmoins, la période de recherche d'emploi, à partir duquel l'insertion devient nettement favorable pour les garçons, s'allonge de promotion en promotion : elle est d'environ 30 mois pour les diplômés de 2010, d'environ 35 mois pour ceux de 2011 et d'environ 32 mois pour ceux de 2012. 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 active.

D'ailleurs, pour les promus de 2013, malgré la courte durée d'observation (une année), c'est une très faible inversion du phénomène qui se produit, c'est à dire que les garçons trouvent un peu de difficulté, par rapport aux filles, à s'insérer dans le monde du travail.

D'autre part, les courbes de survie nous montrent, à la fin de deux années environ de recherche d'emploi, que le processus d'insertion est vécu moins facilement par les dernières promotions en comparaison avec les premières promotions : La probabilité de survie au chômage au bout de cette période est égale environ à 0,3 pour les diplômés de 2009 et 2010, celle des promus de 2011 est d'environ 0,35 tandis que pour ceux de 2012 et 2013, elle est d'environ 0,4.

Par ailleurs, les statistiques de tests de Log-Rank et Wilcoxon ( Tableau des tests) étant faibles, nous permettent de conclure à l'homogénéité des lois de durée des deux groupes (garçons et filles) et cela pour chaque promotion, sauf pour celle de 2012 où la statistique du test de Log-Rank Calculée pour ces deux groupes, est cependant de 4,0943 et conduit à rejeter l'hypothèse d'homogénéité. Si le conflit entre les deux statistiques ne permet pas de conclure nettement à l'égalité des fonctions de survie pour les deux groupes de la promotion 2012, les situations vis-à-vis de l'insertion dans la vie active sont néanmoins similaires.



## EVALUATION DE L'INFLUENCE DES CARACTERISTIQUES SOCIO-DEMOGRAPHIQUES SUR LES TAUX DE SORTIE DE CHOMAGE (PP : 31-43)

En ce qui concerne les fonctions de hasard et dans le graphe de la page suivante, leurs analyses pour chacune des promotions, nous permet de remarquer que les courbes de hasard des deux groupes sont décroissantes, autrement dit, il y a dépendance temporelle négative : pour les filles, ainsi que pour les garçons, le hasard, autrement dit le taux instantané de sortie du chômage, décroît pour qu'ensuite il va rester plus ou moins constant.

Cependant, la durée de décroissance n'est pas la même pour les deux groupes:

- Pour les promus de 2009 (graphe), elle est d'environ 25 mois pour les filles et pour les garçons, elle s'étale jusqu'à la fin de l'observation.
- Pour les diplômés de 2010, elle est d'environ 15 mois pour les filles et de 45 mois pour les garçons.
- Pour les sortants de 2011, la durée de décroissance est environ de 45 mois pour les filles et 25 mois pour les garçons.
- Pour la promotion 2012, la courbe de hasard pour chacun des deux groupes est constante.
- Enfin, pour les promus de 2013, cette durée est identique pour les deux groupes: elle est environ de 10 mois.

On peut interpréter ce phénomène de décroissance rapide de la fonction de hasard par le fait que les premiers diplômés qui s'insèrent dans le monde du travail sont ceux ayant une **valeur élevée** du taux instantané de sortie de l'état de recherche d'emploi vers la vie active, et sont appelés les **mobiles**; il ne reste alors que ceux dont la valeur **h** est plus faible et constante, appelés les **stables**. Ce phénomène est connu sous le nom de **mobile-stable** ("mover-stayer").

Donc, d'après le comportement des courbes de hasard, les lois de durée sont exponentielles et de plus l'utilisation des statistiques du test de rapport de vraisemblance (TSRV ou bien  $-2\text{Log(LR)}$ ) dans le tableau nous a permis de conclure que les lois de durée de chacun des deux groupes (garçons et filles) sont exponentielles de mêmes paramètres ou bien de paramètres différents, selon la promotion.

A cette effet, pour les promus de 2009 et 2012, les deux statistiques du TSRV sont respectivement égales à 5,8878 et 8,9289, permettent de conclure que les lois de durée pour les deux groupes sont exponentielles, mais de paramètres différents. Pour les diplômés de 2010, 2011 et 2013 les lois de durée pour les deux groupes sont exponentielles et de même paramètres, car les statistiques du TSRV sont assez faibles et respectivement égales à 1,3849 ; 0,8302 et 0,1996.

En conclusion, on peut dire que l'impact de la variable sexe est assez significatif et qu'elle peut être une cause de discrimination sur le marché du travail.

### 2.2. IMPACT DE LA VARIABLE "TYPE DE FORMATION"

La définition de groupes de diplômés par type de formation (résidentielle ou bien par apprentissage) montre un comportement d'insertion dans la vie active relativement différent, dans la mesure où l'avantage est pour les promus de la formation par apprentissage en comparaison avec ceux de la formation résidentielle.

Ainsi donc, l'insertion du titulaire d'une formation par apprentissage auprès de l'entreprise est quasi-certaine, car l'entreprise ne voudra pas perdre le capital rare que constitue le formé.

En effet, les fonctions de survie des deux groupes caractérisés par le type de formation, et cela pour toutes les promotions, nous permettent de constater un léger avantage pour les promus de la formation par apprentissage en matière d'insertion dans la vie professionnelle.



## EVALUATION DE L'INFLUENCE DES CARACTERISTIQUES SOCIODEMOGRAPHIQUES SUR LES TAUX DE SORTIE DE CHOMAGE (PP : 31-43)

C'est ainsi que pour les promus de 2009, le processus d'insertion dans la vie active est presque le même jusqu'à la fin de l'observation, en raison du fait que les courbes de survie de la procédure "LIFETEST" pour les deux types de formations coïncident ou bien sont très proches.

On peut expliquer ce phénomène, par le fait que ces promus ont eu la même chance de s'insérer dans la vie active, car il y avait toujours une dynamique dans la création d'emploi, en raison de la situation économique favorable à l'époque.

Pour les promus de 2010, l'observation des courbes de survie nous permet de conclure, qu'il y a eu un léger avantage pour les diplômés de la formation par apprentissage. Autrement dit, les apprentis ont de meilleures chances d'insertion dans la vie professionnelle, car l'Algérie venait de commencer à vivre les grandes réformes économiques et c'est ainsi que les préférences des entreprises à l'embauche apparaissent donc très clairement: le jeune diplômé ayant déjà une certaine expérience professionnelle a la priorité.

Pour les diplômés de 2011, les courbes de survie sont très proches, ce qui s'explique vraisemblablement par le fait que les deux groupes trouvent les mêmes difficultés à s'insérer dans la vie active, en raison du freinage de la dynamique de création d'emploi, causée par les bouleversements des relations économiques internationales, suite à la chute des prix des hydrocarbures, principale source de financement de l'économie Algérienne.

Concernant les diplômés de 2012 et ceux de 2013, malgré la courte période d'observation, les différences de comportement sont nettement remarquables sur les courbes de survie à l'avantage des promus de la formation par apprentissage.

D'autre part, les courbes de survie nous montrent, à la fin de deux années de recherche d'emploi, que le processus d'insertion est vécu moins facilement par les dernières promotions en comparaisons avec les premiers, dans la mesure où on remarque que les probabilités de survie, au bout de cette durée, augmente de promotion en promotion: elle est égale environ à 0,28 pour les promus de 2009 et 2010, elle est de 0,32 environ pour les diplômés de 2011 et 2012 et d'environ 0,4 pour ceux de 2013.

par ailleurs l'utilisation des tests de comparaison d'échantillons (Test de Log-Rank et celui de Wilcoxon), nous a permis d'arriver aux mêmes conclusions concernant les meilleures chances d'insertion pour les apprentis en comparaison avec l'autre type de formation.

Ainsi donc, pour les promus de 2009, les statistiques de Log-Rank et Wilcoxon calculées pour les deux groupes caractérisés par le type de formation, respectivement égales à 0,0048 et à 0,0108, permettent d'accepter l'hypothèse d'homogénéité entre les deux groupes.

En ce qui concerne les promus de 2010, la statistique du test de Wilcoxon calculée pour ces deux groupes, est cependant de 3,5324 et conduit à rejeter l'hypothèse d'homogénéité, tandis que la statistique de Log-Rank est moins élevée (2,5908) et conduit à accepter l'hypothèse ; ce qui explique le léger avantage, pour les apprentis, à l'insertion dans la vie active.

La situation, des promus de 2011 est sans ambiguïté, dans la mesure où les statistiques de Log-Rank et de Wilcoxon conduisent à accepter l'hypothèse d'homogénéité de ces deux groupes, qui vraisemblablement trouvent les mêmes difficultés d'insertion dans la vie active.

En revanche, pour les diplômés de 2012, les statistiques du test de Log-Rank et de Wilcoxon calculés pour les deux groupes de type de formation, qui sont respectivement égales à 5,3956 et 5,4455 permettent de conclure à l'hétérogénéité des lois de durée entre les deux échantillons.

## EVALUATION DE L'INFLUENCE DES CARACTERISTIQUES SOCIO-DEMOGRAPHIQUES SUR LES TAUX DE SORTIE DE CHOMAGE (PP : 31-43)

Enfin, pour les sortants de l'année 2013, La statistique du test de Wilcoxon calculée pour les deux groupes est égale à 3,3361 et conduit à rejeter l'hypothèse d'homogénéité au seuil de 10 % , mais la différence entre les deux courbes diminue avec le temps jusqu'à leur coïncidence , ce qui est prouvé par le fait que la statistique de Log-Rank est moins élevée (1,5245) et nous permet d'accepter l'hypothèse d'homogénéité. Si le conflit entre les deux statistiques ne permet pas de conclure nettement à l'égalité des fonctions de survie, les situations vis-à-vis de l'insertion dans la vie active des deux groupes (formation résidentielle et formation par apprentissage) sont néanmoins similaires.

L'observation des courbes de hasard de la procédure "LIFETEST", pour toutes les promotions, permet de conclure au phénomène de Mobile-Stable. Néanmoins, le moment à partir duquel commence la stabilité n'est pas le même.

En effet pour les promus de 2009, le taux instantané de sortie de l'état de chômage pour le groupe du type de formation par apprentissage décroît plus rapidement que celui des diplômés de la formation résidentielle : La durée de décroissance pour les apprentis est d'environ 25 mois alors qu'elle est de 45 mois environ pour l'autre groupe. De plus la vitesse d'insertion est en général à l'avantage des apprentis, dans la mesure où leur hasard est supérieur à celui de l'autre groupe. Donc, les lois de durée sont exponentielles et de plus la statistique du TSRV calculée pour les deux groupes, est cependant de 0,0176 et conduit à conclure que les lois de durée sont de même paramètres.

Concernant les promus de 2010, la durée de décroissance est la même pour les deux groupes (45 mois environ) avec une vitesse d'insertion dans le monde du travail plus rapide à l'avantage des apprentis. Sachant que l'une des statistique, celle de Wilcoxon, a entraîné le rejet de l'hypothèse d'homogénéité entre les lois de durée et comme la statistique du TSRV est égale à 5,7012, on est conduit à conclure que les lois de durée sont exponentielles de paramètres différents.

Pour les promus de 2011, dès le début de l'observation et durant deux(02) années environ, la vitesse d'insertion est plus importante pour les apprentis , qui perdent le pas au profit de l'autre groupe ( formation résidentielle ) pendant environ 20 mois et c'est toujours les apprentis qui reprennent le relais jusqu'à la fin de l'observation . Par ailleurs la statistique du TSRV égale à 2,0133, conduit à conclure que les lois de durée des deux groupes sont exponentielles de même paramètres.

En ce qui concerne les diplômés de 2012, la durée de décroissance du taux instantané de sortie du chômage est la même (environ 8 mois) pour les deux groupes. Concernant la vitesse d'insertion dans le monde du travail, l'avantage est au profit de l'un ou l'autre groupe, selon la période, car les courbes de hasard se coupent maintes fois . Comme les tests de Log-Rank et Wilcoxon, ont rejetés l'hypothèse d'homogénéité entre les lois, la statistique du TSRV égale à 10,1656, permet de conclure que les lois, tout en étant exponentielles, sont de paramètres différents.

Enfin, pour la promotion 2013, c'est le même phénomène que celui des diplômés de 2012. Autrement dit, la décroissance de la courbe de hasard pour les deux groupes s'effectue en 8 mois environ, pour ensuite demeurer constante. La vitesse d'insertion est à l'avantage des apprentis durant les six(06) premiers mois d'observation et les six(06) derniers mois. De plus l'utilisation du TSRV, permet de conclure que les lois de durée des deux groupes sont exponentielles de paramètres différents.

En conclusion, on peut dire que l'insertion dans la vie active est légèrement à l'avantage des promus de la formation par apprentissage. Toutefois, une stratification de l'échantillon de chaque promotion en deux groupes, dont l'un est composé des diplômés ayant une expérience professionnelle avant la formation et le deuxième par les promus arrivant pour la première fois sur le marché du travail, constituera une variable nettement discriminatoire sur le marché du travail au profit du premier groupe.

### **2.3. IMPACT DE LA VARIABLE "NIVEAU DE QUALIFICATION"**

## EVALUATION DE L'INFLUENCE DES CARACTERISTIQUES SOCIODEMOGRAPHIQUES SUR LES TAUX DE SORTIE DE CHOMAGE (PP : 31-43)

La caractéristique particulière de notre échantillon, vient du fait qu'il est composé de diplômés venus des centres de formation professionnelle et d'apprentissage relativement anciens, qui sont fréquentés par des jeunes dont les durées de formation et de l'apprentissage leur permettent l'accès aux trois premiers niveaux de qualification sur les cinq (05) existants, à savoir Ouvrier Spécialisé (O.S. ou bien Niveau 1), Ouvrier Qualifié (O.Q. ou bien Niveau 2) et Ouvrier Hautement Qualifié (O.H.Q. ou bien Niveau 3), alors que les deux autres sont plus élevés, en l'occurrence Technicien (ou niveau 4) et Technicien Supérieur (ou niveau 5). Donc, notre échantillon ne comporte pas de Technicien ou de Technicien Supérieur.

Par ailleurs, il est à noter que la formation par apprentissage n'a produit que des ouvriers spécialisés (Niveau1) et des ouvriers qualifiés (Niveau 2).

Cependant, la stratification de notre échantillon par niveau de qualification et l'utilisation des fonctions de survie, nous a permis de constater qu'il y a une similitude dans le comportement des 3 groupes de diplômés (O.S., O.Q. et O.H.Q.) vis à vis du processus d'insertion dans le monde du travail et cela pour chaque promotion.

Ainsi donc, pour la promotion 2009, l'inspection visuelle des courbes de survie de la procédure "LIFETEST", nous permet de remarquer que les courbes correspondantes aux trois niveaux de qualifications sont très proches, avec un léger écart entre les courbes en fin d'observation. Donc cet écart, nous permet de dire qu'il y a un léger avantage pour les ouvriers qualifiés par rapport aux deux autres groupes, vis à vis de leur insertion dans la vie active.

Cependant, les statistiques de Log-Rank et Wilcoxon, calculées pour les trois groupes sont cependant assez petites et égales respectivement à 1,1699 et 0,3779, nous permettent de conclure à l'homogénéité des comportements des trois groupes vis à vis de leur insertion dans le monde du travail.

En ce qui concerne la promotion 2010, les courbes de survie des différents groupes sont très proches et s'entrecroisent. Autrement dit, leurs comportements vis à vis de l'insertion dans la vie active, sont analogues. Néanmoins les statistiques de Log-Rank et Wilcoxon calculées pour les trois groupes sont en conflit, car la valeur de la première est égale à 1,9311 et permet d'accepter l'hypothèse d'homogénéité, alors que celle de Wilcoxon est plus élevée (6,3609) nous conduit à rejeter l'hypothèse.

Toutefois, il est important de noter que la statistique de Wilcoxon étant supérieure à celle de Log-Rank, alors la différence de comportement entre les différents groupes va s'atténuer avec le temps et ils vont vivre de la même façon leur insertion dans le monde du travail.

Pour la promotion 2011, l'homogénéité des comportements des trois groupes vis à vis de leur entrée dans la vie active est confirmée visuellement et par le calcul des statistiques : l'inspection visuelle du graphe 6.3 nous permet de remarquer que les courbes de survie sont très proches et se coupent en plus des statistiques des tests de Log-Rank et de Wilcoxon calculées pour les trois groupes et qui sont cependant très petites, pour nous permettre d'accepter l'hypothèse d'homogénéité.

De même pour les promotions 2012 et 2013, l'homogénéité des comportements vis à vis de l'insertion dans le monde du travail entre les trois groupes, comme la promotion 2011, se maintient de génération en génération. On peut remarquer aussi que pour les promus de 2013, s'il y a une légère différence de comportement entre les trois groupes; cette différence va s'atténuer avec le temps, car la statistique de Wilcoxon est supérieure à celle de Log-Rank.

L'analyse des fonctions de hasard de la procédure "LIFETEST", nous permet de remarquer le phénomène mobile-stable dans la mesure où, pour chacun des groupes est décroissante et de conclure que les lois de durée sont exponentielles. De plus, les statistiques du TSRV étant assez petites, nous permettent de déduire que les lois de durée des trois groupes ont les mêmes paramètres et cela pour chaque promotion.

## EVALUATION DE L'INFLUENCE DES CARACTERISTIQUES SOCIODEMOGRAPHIQUES SUR LES TAUX DE SORTIE DE CHOMAGE (PP : 31-43)

Cependant, il est à noter que seul pour la promotion 2009, où la courbe de hasard du groupe des ouvriers qualifiés est légèrement au dessus des deux autres, ce qui nous permet de conclure que leur vitesse d'insertion dans le monde du travail est plus rapide que celle des autres.

En ce qui concerne les autres promotions, les courbes de hasard s'entrecoupent et selon les périodes, telle ou telle courbe de hasard se place au dessus des autres. Donc la vitesse d'insertion sur le marché du travail, varie selon les périodes à l'avantage de l'un des trois groupes.

### CONCLUSION

En conclusion, il semble que l'utilisation des méthodes non-paramétriques d'analyse des données de durée dans l'étude empirique du phénomène d'insertion des diplômés de la formation professionnelle sur le marché du travail permette de tirer des informations pertinentes des données de chômage. En particulier, l'impact de divers facteurs explicatifs sur le processus d'insertion peut être évalué qualitativement, quand l'hypothèse d'homogénéité des groupes n'est pas rejetée.

Le principal inconvénient associé à l'utilisation de ces méthodes est la difficulté de prendre en compte conjointement l'effet de tous les facteurs explicatifs, dont le choix est notamment du obligatoirement à des tris préalables. Ils sont en revanche robustes, dans la mesure où, aucune hypothèse n'est faite sur la distribution des données ou sur la forme de la relation liant la variable dépendante aux variables qui la déterminent. Enfin, les méthodes non-paramétriques des données de durée mises en œuvre ici, ont rendu possible des différences de trajectoires individuelles vis-à-vis de l'insertion sur le marché du travail.

Toutefois, le choix de ces méthodes ne dispense pas l'utilisation d'autres : une méthode n'est que rarement « mieux » qu'une autre à base d'un phénomène étudié. 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.

### REFERENCES

*Dabrowka D.M. ; Doksum K.A. et Jae-kee Song, (1989). Graphical comparison of cumulative hazards for two populations. 76(4), Biometrika,*

*Feroukhi D., (1992). L'insertion professionnelle des diplômés de l'enseignement supérieur en Algérie. CERPEQ, Alger,*

*Florens J.P., Fougere D. et Werquin P., (1990). Durées de chômage et transitions sur le marché du travail. (4), Sociologie du travail,*

*Fougere D. et Kamiouka, (1994). Mobilité et Precarisation sur le marché du travail Français : une analyse longitudinale pour les années 1986 à 1988. (4), Université de Toulouse,*

*Gazier B., (1992). Economie du travail et de l'emploi (2ieme ed., Vol., p.). Paris, France: Dalloz.*

*Kiefer N., (1988). Economic Duration data et Hazard Function. (26), journal of economic literature ,*

**EVALUATION DE L'INFLUENCE DES CARACTERISTIQUES SOCIODEMOGRAPHIQUES  
SUR LES TAUX DE SORTIE DE CHOMAGE (PP : 31-43)**

*Lancaster, T., (1990). The Econometric Analysis of Transition Data. Econometric Society Monographs, Cambridge university press, NEW-York, 40-50.*

*Lancaster T et Chesher A., (1985). Résiduals , Test and plots with a job Matching illustration. (N°59/60), annales de l'i.n.s.e.e ,*

*Lancaster T., (1979). Econometric Method for the Duration of unemployment . 47(4), Econometrica,*

*Liu R.Y.C. et Van Ryzin J., (1985). A Histogram Estimator of the Hazard Rate with censored date . 13(2), Annals Of Statistics,*

*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,*

*Narendranathan W. et Nickell S., (1985). Modelling the process of job search. 28(1), Journal Of Econometrics,*

*Plassard, J.M. et Cahuzac, E. , (1996). L'insertion professionnelle des diplômés de l'université : quelques éléments de cadrage . Communication présentée au colloque : L'insertion professionnelle des diplômés de l'enseignement supérieur, Tunis III, novembre 1995.,*

*Tanner M.A. et Wong W.H., (1984). Data-Based Non-parametric estimation of the Hazard function with application to Model Diagnostics and Exploratory analysis . 79(385), J0urnal Of The American Statistical Association,*

*Tanner M.A. , (1983). A Note on the variable kernel estimator of the hazard function from randomly censored data. 11(3), Annals Of Statistics,*

*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, (PUF ). Paris, France.*