



Déterminants de la durée du chômage des jeunes en Côte d'Ivoire

Determinants of the duration of youth unemployment in Côte d'Ivoire

HOLO Gnépa Ange,
Département d'Économie, Université FHB,
Abidjan, Côte d'Ivoire
holoange@gmail.com

RÉSUMÉ

Le chômage de longue durée qui touche en général les personnes sans emploi de plus de 12 mois est un problème social émergent en Côte d'Ivoire. À l'aide d'un modèle de régression à risque discret, cet article examine les déterminants de la durée du chômage des jeunes. Les résultats établissent qu'en 2017, un jeune dont le père est « cadre », n'ayant pas de difficulté financière, doté de bonnes ou moyennes capacités ou connaissances en anglais et une femme mettent plus de temps à trouver un emploi. Cependant, le fait d'être diplômés de l'enseignement général augmente les chances de sortir du chômage.

Mots-clés : Chômage de longue durée, Transitions sur le marché du travail, Modèle de durée, Jeunes, Cote d'Ivoire.

Le code JEL : J64, C41, P23 ; J13

ABSTRACT

Long-term unemployment, which generally affects people who have been unemployed for more than 12 months, is an emerging social problem in Côte d'Ivoire. Using a discrete hazard regression model, this paper examines the determinants of youth unemployment duration. The results show that in 2017, a young person whose father is a senior executive «manager», who is not in financial difficulty, who has good or average English skills or knowledge, and who is female take longer to find a job. However, being a general education graduate increases the chances of getting out of unemployment.

Keywords : Long-term unemployment, labour market transitions, duration model, youth, Cote d'Ivoire.

Le code JEL : J64, C41, P23 ; J13

INTRODUCTION

Le chômage de longue durée qui touche en général les personnes sans emploi de plus de 12 mois est un problème social émergent en Côte d'Ivoire. En effet, les statistiques de 2017 montrent qu'un jeune met environ 6 ans dans le chômage avant d'accéder à un emploi. Ces chiffres font par ailleurs apparaître des différences significatives selon le milieu de résidence, puisque la durée moyenne du chômage était de 4 ans en zone rurale contre 6,1 ans en milieu urbain et 5,8 ans particulièrement dans la ville d'Abidjan. Les primo demandeurs d'emploi résidant à Abidjan connaissent en moyenne une durée du chômage de 7,3 ans tandis que les anciens actifs eux ont une durée moyenne du chômage de 14,2 ans dans les autres villes de l'intérieur (AFRISTAT, 2017).

À mesure que le chômage se prolonge, le temps et la volonté consacrés à la recherche d'un emploi diminuent généralement si bien que les chômeurs de longue durée ont tendance à devenir des travailleurs découragés ou des personnes ni en emploi, ni en éducation, ni en formation (Neets). La proportion des jeunes Neets reste élevée et supérieure à 25 % entre 2014 et 2019. D'un taux de 35 % de jeunes Neets en 2014, 2016 et 2017, ce taux s'établit à 27,5 % en 2019. Parmi les chômeurs de 2016, 19,7 % de femmes contre 8 % d'hommes sont des chômeurs découragés et en 2019 les proportions sont respectivement de 14,3 % et 6,4 % (INS, 2019).

Ces chiffres, pour connus qu'ils soient, rappellent l'ampleur du phénomène du chômage de longue durée et en font une caractéristique majeure du chômage contemporain. Cette forme de chômage peut avoir de graves conséquences sur l'individu, la société et son système économique. Les personnes qui sont au chômage pendant une longue période ont de plus en plus de mal à trouver un emploi au fil du temps. Elles sont également confrontées à des revenus nettement inférieurs et à des perspectives de carrière restreintes. Le capital humain des travailleurs peut se détériorer ou devenir obsolète pendant une longue période de chômage.

La charge financière du chômage, les exigences et le stress liés à la recherche d'un nouvel emploi pourraient réduire la probabilité de participation au marché du travail (Schlozman et Verba 1979 ; Rosenstone 1982). Le chômage contribue à une détresse psychologique importante et s'associe à des résultats négatifs sur le plan de la santé physique (Warr 1987 ; Classen et Dunn, 2011 ; Davalos et al., 2011 ; John, 2012). Les chômeurs expriment des niveaux inférieurs de satisfaction dans la vie, y compris la satisfaction du revenu, la satisfaction de leur famille et la satisfaction de leurs réalisations personnelles (Feather 1989 ; Schlozman et Verba 1979). Plus importants encore, les chômeurs font état de niveaux plus faibles d'estime de soi et d'efficacité personnelle, ce qui peut par la suite contribuer à un sentiment général d'apathie (Bandura 1982 ; Álvaro et al., 2019).

Notons que la Côte d'Ivoire n'est pas le seul pays à être frappé par cette forme de chômage. La même situation se retrouve dans la plupart des pays de l'OCDE. Étant donné que le chômage des jeunes a des répercussions importantes aussi bien sur le plan économique que social, bon nombre d'études ont examiné ce problème. Les études analysant la durée du chômage sont particulièrement nombreuses dans les pays développés. Il existe des applications du modèle de durée, désormais bien connu, dans les pays de l'OCDE, notamment celles de van den Berg et van Ours (1999) pour la France, le Portugal et Addison (2003) pour le Portugal et Carroll (2006) pour l'Australie. Toutefois, ce sujet a été largement sous étudié dans les pays en transition et en Afrique subsaharienne (Tansel et Taşçi, 2010).

Sur la base de ces lacunes décrites dans la littérature, cette étude analyse les déterminants de la durée de sortie du chômage des jeunes en Côte d'Ivoire. Plus précisément, elle tente de répondre aux questions de recherche suivantes : Comment la durée de sortie du chômage varie-t-elle en fonction des caractéristiques des jeunes ? Quels sont les facteurs qui influent sur la durée de sortie du chômage de ces jeunes ?

La suite de l'article présente successivement la revue de littérature sur les déterminants de la durée du chômage des jeunes, les données et les variables utilisées, le modèle empirique et les résultats des estimations.

1. REVUE DE LITTÉRATURE SUR LES DÉTERMINANTS DE LA DURÉE DU CHÔMAGE DES JEUNES

1.1. Contexte théorique

Les explications théoriques des difficultés dans les transitions vers le marché du travail des jeunes reposent à la fois sur le caractère volontaire et le caractère involontaire du chômage. La principale théorie mettant l'accent sur le chômage volontaire pour expliquer la transition des jeunes est celle du job search.

La théorie standard de la recherche d'emploi fournit un cadre précieux pour l'analyse de la durée du chômage. Dans la littérature parue dans les années 1960 et 1970, l'attention était centrée sur le chômage en raison d'informations imparfaites sur le marché de l'emploi du côté des demandeurs d'emploi (Stigler, 1962 ; McCall, 1970 ; Mortensen, 1970). Selon cette approche, la probabilité de sortir du chômage est à la fois fonction de la probabilité de recevoir une offre d'emploi et celle de l'accepter.

Elle dépend entre autres des variables de décision du travailleur : intensité de la recherche et salaire de réservation (salaire le plus bas pour lequel une personne travaillera). La probabilité de recevoir une offre est proportionnelle à l'intensité de la recherche. D'autre part, la règle de décision optimale du travailleur est d'accepter toute offre salariale supérieure à un certain niveau de salaire de réserve. En conséquence, cette approche souligne le caractère « volontaire » du chômage.

Les théories insistant sur le chômage involontaire regroupent la théorie des insiders-outsiders (Lindbeck et Snower, 1989), la théorie du capital humain (Becker, 1964) et celle du filtre (Spence, 1973).

Afin d'expliquer l'effet d'hystérèse du chômage, la première met l'accent sur le pouvoir de négociation des insiders. Il est bien connu qu'en cas de récession, les salaires sont rigides à la hausse. Cependant, en période d'expansion, les insiders réclament des augmentations de salaire sachant que l'entreprise est considérée très averse au risque du fait des coûts de rotation de la main d'œuvre. Ainsi, l'entreprise préfère rémunérer les insiders à un salaire réel plus élevé que le niveau concurrentiel plutôt que d'embaucher des outsiders pourtant prêts à recevoir un salaire plus faible. Ce qui contribue à créer un chômage important et persistant dans l'économie.

Selon la théorie du capital humain, les difficultés d'accès aux emplois et salaires convenables sont liées à la dépréciation des compétences et des connaissances qu'un individu possède après une période de chômage. Cette perte de compétences réduit par conséquent la productivité des travailleurs et entraîne ainsi une baisse des rendements sur le marché du travail.

L'autre explication retenue dans la théorie des signaux suggère qu'en présence d'une asymétrie de l'information, les employeurs sont confrontés à une incertitude quant à la productivité des travailleurs lors de l'embauche. Par conséquent, ils utilisent un dispositif de filtrage dans le processus d'embauche, basé sur le groupe auquel appartient le travailleur (en termes d'âge, de sexe, d'éducation, d'ethnicité, de famille, etc.) (Lockwood, 1991 ; Kollmann, 1994 ; Lupi et Ordine, 2002 ; Mooi-Reci et Ganzeboom, 2014). Une longue période de chômage, dans ce contexte, indique pour un individu une productivité inférieure et ce dernier est donc pénalisé par une probabilité d'emploi et un salaire plus faibles.

Suivant le genre, la théorie du capital humain prédit que la perte de capital humain entre les sexes n'est pas la même. Les femmes ont tendance à accumuler moins d'expérience de travail que les hommes du fait de l'éducation des enfants, des tâches ménagères, des soins prodigués aux

membres plus âgés de la famille. Dans ces conditions, Mooi-Reci et Ganzeboom (2014) pensent que les femmes devraient de ce fait bénéficier de salaires inférieurs à ceux des hommes. En effet, après contrôle des caractéristiques individuelles, si la théorie du capital humain détermine les transitions professionnelles, l'étendue des difficultés d'insertion devrait être à peu près la même pour les deux sexes. Cependant, au cas où la stigmatisation que subissent certains jeunes constituerait l'explication sous-jacente au problème de transition professionnelle, il est probable que les groupes défavorisés (y compris les femmes) font face à de plus grandes difficultés.

1.2. Revue de la littérature empirique

Lorsque les étudiants quittent le système éducatif et entrent sur le marché du travail, ils doivent trouver un emploi. Dans l'analyse de la transition professionnelle des jeunes, la plupart des études confirment empiriquement l'influence des facteurs familiaux, liés à la formation et aux comportements de recherche d'emploi sur la durée du chômage. C'est le cas de Gregg (2001) qui observe que la faible expérience des jeunes sur le marché du travail, le contexte familial, le niveau d'instruction et les traits de comportement ont tous une incidence sur les probabilités d'emploi futures.

À l'aide d'un jeu de données tiré de l'Encyclopédie Socio-Démographique organisée par l'Instituto Nacional de Estadística en 1991, Lassibille et al. (2001) expliquent la probabilité pour les jeunes Espagnols de trouver un premier emploi en 6 mois ou entre 6 et 18 mois, comparée à celle de trouver un emploi à plus de 18 mois. Les preuves empiriques montrent que le capital humain exerce une forte influence sur la durée du chômage avant le premier emploi. Plus précisément, les résultats indiquent que les personnes ayant fait des études supérieures (par exemple, les diplômés universitaires) ont, toutes choses étant égales par ailleurs, une durée du chômage plus courte. De plus, les femmes ont moins de chances de trouver leur premier emploi en moins de 18 mois que les hommes. Cependant, les antécédents familiaux n'ont aucune influence significative sur la durée du chômage initial dans cette étude.

Pour le cas espagnol également, Corrales et Rodriguez (2004) étudient combien de temps il faut aux jeunes pour passer de l'éducation à l'emploi. Ils utilisent les données du module ad hoc de l'Enquête sur la population active de 2000 de l'Union européenne pour analyser les facteurs qui influent sur la probabilité de trouver le premier emploi 6 mois après la fin de leurs études. En utilisant un modèle de risque proportionnel discret, ils confirment que, d'une part, les programmes de formation professionnelle donnent une meilleure situation sur le marché du travail que les études universitaires et, d'autre part, les parents ayant reçu une éducation primaire offrent moins de chances à leurs enfants de trouver un bon travail que ceux ayant un niveau d'enseignement supérieur.

Nguyen et Taylor (2005) ont étudié la transition du lycée au premier emploi aux États-Unis à l'aide des données de la National Education Longitudinal Study sur la période 1988-2000. Un modèle de risques proportionnels est estimé afin d'identifier les déterminants du délai avant le premier emploi après avoir quitté le lycée. Le temps écoulé avant le premier emploi est en corrélation avec le niveau d'instruction et le type de programme scolaire suivi. La participation à un programme professionnel réduit le temps écoulé avant le premier emploi, mais les antécédents familiaux ne sont pas significatifs. Ce programme de formation relie la formation initiale à l'expérience professionnelle, en améliorant les connaissances contextuelles des diplômés ainsi que leur préparation au travail et à la vie sociale. Non seulement l'expérience professionnelle améliore la confiance en soi, la conscience de soi, les compétences sociales et les connaissances professionnelles des étudiants, mais elle leur offre également des possibilités d'emploi efficaces.

La plupart des études indiquent que les résultats des hommes en matière d'emploi sont meilleurs que ceux des femmes (Park et Cheon, 2009), car les entreprises ont tendance à croire que les hommes sont plus performants sur le marché du travail. En outre, un âge plus avancé est généralement plus susceptible de conduire à un niveau de salaire plus élevé et à une plus grande stabilité de l'emploi.

Cependant, il a un effet négatif au-delà d'un certain âge. Nam (2006) a indiqué que lorsque l'âge du jeune augmente, sa probabilité d'obtenir un emploi diminue progressivement.

En complément des facteurs ci-dessus, des études considèrent l'estime de soi et les langues étrangères comme des variables supplémentaires. Ces études ont montré que les performances professionnelles efficaces reposent davantage sur des traits de personnalité non cognitifs que sur des compétences cognitives (Jung et Cho, 2018 ; Heckman et Rubinstein, 2001). Par conséquent, tant les aspects cognitifs que non cognitifs de compétences (par exemple, l'estime de soi) doivent être améliorés pour développer les compétences requises par le marché du travail et faciliter l'accès à un emploi.

L'estime de soi est la croyance et la confiance que les individus ont en eux-mêmes, qui se développe par le biais d'interactions avec l'environnement extérieur. Rosenberg (1965) a déclaré que l'estime de soi est un jugement global qui conduit en la confiance en soi, au respect et l'acceptation de soi. Les individus qui ont une plus grande estime de soi sont plus susceptibles d'avoir confiance en leurs capacités que ceux qui ont une moins bonne estime d'eux-mêmes (Schwarz et Clore, 2007). Ils ont la ferme conviction que leurs efforts porteront leurs fruits (Campbell, 1990) et ils seront moins vulnérables à la douleur émotionnelle ou à la dépression (Brown, 2010 ; Steele et al., 1993). Par conséquent, lorsqu'un faible taux d'emploi et de la croissance persiste et le taux de chômage reste important, l'estime de soi est fortement exigée parce qu'elle favorise chez les jeunes un esprit fort, qui leur permet de persévérer pendant la phase de recherche d'emploi.

Di Paolo et Tansel (2015) examinent quant à eux les rendements des compétences en langues étrangères sur le marché du travail turc. Il trouve un effet positif et significatif de la maîtrise de langue étrangère qui augmente avec le niveau de compétence.

En Côte d'Ivoire, les études menées sur les déterminants de la durée de chômage des jeunes sont peu nombreuses. À notre connaissance, seuls Ibrahima et Akrassi (2020) ont analysé les déterminants de la durée du chômage par sexe en Côte d'Ivoire. Ils utilisent les données de l'Enquête sur l'Emploi des Ménages en Côte d'Ivoire (EEMCI) réalisée en 2012 par l'AGEPE et trouvent que les jeunes hommes sont beaucoup plus susceptibles de sortir du chômage que les jeunes femmes. Depuis lors, différentes enquêtes ont été menées dont celle conduite en 2017 par le Centre de Recherche Microéconomique du Développement (CREMIDE) portant sur l'Amélioration des Politiques d'Emploi des Jeunes en Afrique Francophone (APEAF). En se basant sur ces données récentes, ce travail de recherche examine à nouveau les facteurs explicatifs de la durée du chômage des jeunes en Côte d'Ivoire.

2. MÉTHODE D'ÉCHANTILLONNAGE ET VARIABLES

2.1. Méthode d'échantillonnage

Cette étude utilise les données d'une enquête financée par le Centre de Recherches pour le Développement international (CRDI) et conduite entre novembre 2017 et mars 2018 par le CREMIDE. L'enquête porte sur l'Amélioration des Politiques d'Emploi des Jeunes en Afrique Francophone (APEAF). C'est l'une des dernières enquêtes réalisées dans le cadre d'un programme de recherche qui, s'étendant à l'ensemble du territoire ivoirien, rend compte de la situation des jeunes par rapport à leur formation, leur préparation à l'emploi et leur transition vers le marché du travail.

L'échantillon considéré pour cette étude se limite aux individus âgés de 18 à 40 ans. Certes, la Charte Africaine de la Jeunesse de l'Union Africaine définit entre 15 et 35 ans la tranche d'âge des jeunes en Afrique. Cependant, pour soutenir la population en période de crise, le ministère ivoirien en charge de l'emploi des jeunes avait jusqu'en 2016 avancé la limite d'âge de la jeunesse à 40 ans au lieu de 35 ans initialement. Cette tranche d'âge a donc été retenue dans le cadre de cette étude.

En mettant l'accent sur la sortie du chômage, l'étude s'intéresse aux sorties vers l'emploi et non aux sorties vers une situation d'inactivité. Les personnes inactives sont par conséquent exclues de

l'échantillon utilisé. Ainsi, sur une population initiale de 3479 individus, l'échantillon utilisé contient 3402 jeunes.

Ces jeunes avaient en moyenne 30,34 ans, une durée moyenne du chômage de 9,6 mois juste avant leur situation d'occupation au moment de l'enquête en 2017 et mobilisé 4,84 canaux d'insertion en moyenne.

2.2. Données et variables

La variable « dépendante » est la durée de la période de chômage enregistrée. Pour se rendre compte de la dernière situation des jeunes, l'étude considère la période de chômage la plus récente. En effet, le temps mis dans le chômage a été calculé au cours de l'enquête à partir de la réponse à la question « Avant de trouver votre emploi actuel, combien de temps avez-vous passé dans le chômage ? ». La durée de sortie du chômage fait référence au temps qu'il a fallu aux jeunes pour connaître leur dernière situation d'occupation juste après celle ayant précédé. L'unité d'analyse retenue pour les estimations est le mois.

Les variables indépendantes regroupent des caractéristiques individuelles liées notamment à la formation, aux compétences non cognitives et celles liées à l'emploi. Le sexe, l'âge et le statut matrimonial représentent les caractéristiques individuelles. Le sexe prend la valeur 1 si la personne est une femme et 0, s'il s'agit d'un homme. L'âge se subdivise en catégorie de jeunes compris entre 18 et 30 ans, 30 et 35 ans et plus de 35 ans. La variable « statut matrimonial » intègre des variables binaires qui renseignent sur la situation du jeune par rapport au mariage. Elle est codée 1 lorsque le jeune est marié et 0 sinon.

Les caractéristiques liées à la formation comprennent le diplôme, la spécialité de formation et les compétences en langues étrangères. Le diplôme a pour modalité les diplômes d'« Au plus BAC », de Deug/duel/dues/bts/dut, Licence et Maîtrise, Master et plus tandis que la spécialité de formation regroupe les « Filières classiques » et « Filières techniques et professionnelles ». Les compétences en langues étrangères ont pour modalité « faible », « Moyen et bien ».

L'estime de soi est très souvent mesurée en considérant l'échelle d'estime de soi ou Self Esteem Scale (SES) de Rosenberg (1965). Cette échelle contient des questions d'ordres générales qui servent à mesurer l'estime de soi définie par Rosenberg comme une attitude pouvant être favorable ou défavorable envers soi-même. Cependant, Lefcourt (1991) suggère que les chercheurs s'abstiennent d'utiliser des échelles générales, mais plutôt construisent leurs propres échelles, éventuellement basées sur un sous-ensemble de questions d'une échelle générale, qui abordent spécifiquement la perception qu'un individu fait de lui-même.

Ainsi, pour mesurer l'estime de soi, cette étude a retenu trois questions formulées de la manière suivante : « Êtes-vous disposé à réviser vos prétentions salariales si la période de chômage se prolonge ? », « Pourquoi n'avez-vous pas cherché de travail (ou ne désirez-vous pas travailler) ? » qui a pour modalité « Ne pense pas pouvoir obtenir un emploi » et enfin « Combien seriez-vous disposé à payer pour le poste que vous désirez dans la fonction publique ? ». En suivant la procédure suggérée par Rotter (1966), les trois questions ont été combinées pour former une seule variable permettant de mesurer l'estime de soi.

L'estime de soi des jeunes n'étant pas directement observable, elle est codée comme une variable dichotomique prenant la valeur 1 si le jeune a une mauvaise estime de lui-même et 0 sinon. La variable « catégorie socioprofessionnelle du père » a été regroupée entre la catégorie de « cadre » =1 et « Employé et manoeuvre » =0. La variable « situation financière » est une variable catégorielle qui a pour modalité « difficile », « assez bonne » et « bonne ». Elle renseigne sur la capacité financière des jeunes et prend 1 pour capacité financière difficile et 0 sinon. La variable emploi du conjoint intègre deux variables binaires indiquant si le conjoint est en emploi ou au chômage.

À l'aide de ces différentes variables explicatives, l'étude analyse les déterminants de la durée de sortie du chômage. On sait par exemple que les femmes peuvent connaître des périodes de chômage plus longues si elles subissent une discrimination sur le marché du travail ou si elles se concentrent plus sur les activités de production à domicile. Quant aux variables du capital humain, elles affecteront la probabilité de recevoir une offre d'emploi en rendant une personne plus attrayante pour les employeurs.

2.3. Résultats statistiques

Cette partie de l'étude présente les statistiques descriptives permettant d'étudier la transition des jeunes vers l'emploi. Tandis que les tableaux 1 et 2 informent sur la représentativité de l'échantillon par rapport à la situation de chômage des jeunes, le dernier présente leur distribution suivant l'intensité de recherche d'emploi.

Tableau 1 : Répartition des chômeurs selon leurs caractéristiques sociodémographiques

VARIABLES		Chômeurs (%)
Sexe	Femme	44,1
	Homme	55,9
Tranche d'âge	[18-30 [44,24
	[30-35 [49,33
	[35-et plus [6,43
Catégorie socioprofessionnelle du père	Cadre	63,64
	Employé & Manœuvre	36,36
Diplôme	Au plus bac	13,51
	Deug/duel/dues/bts/dut	53,11
	Licence	9,05
	Maîtrise	15,14
	BAC +5 et plus	33,38
Spécialité de formation	Filières classiques	78,81
	Filières professionnelles	21,19
Estime de soi	Bonne	31,9
	Faible	68,1
Situation financière	Difficile	35,85
	Assez&bonne	64,15
Statut matrimonial	Marié	39,14
	Célibataire	60,86
Emploi du conjoint	En emploi	23,75
	Pas en emploi	16,19
Anglais	Faible	23,88
	Moyen& Bien	76,12

Source : Auteur à partir des données d'enquête du CREMIDE

En 2017, les jeunes hommes étaient plus exposés au chômage que les jeunes femmes. La proportion de jeunes chômeurs est évaluée à 55,9 % d'hommes et à 44,1 % de femmes. Ces jeunes chômeurs sont inégalement répartis selon la tranche d'âge. Les plus jeunes se retrouvent beaucoup plus en situation de chômage et abritent à eux seuls plus de 40 % de chômeurs. On constate par ailleurs que le fait d'avoir un père « cadre » qui pourrait faciliter l'insertion des jeunes sur le marché du travail n'a pas permis d'avoir l'effet escompté. La part des jeunes chômeurs issus de pères « cadres » est de 63,64 % contre 36,36 % pour les enfants d'employés et de manœuvres.

L'accès à l'emploi est plus difficile pour les diplômés de Deug/duel/dues/bts/dut qui comptent en 2017 plus de 50 % de chômeurs. On constate par ailleurs que la part des diplômés des filières classiques parmi les chômeurs est plus élevée que celles des filières professionnelles, puisque le pourcentage de chômeurs est de 78,81 % pour les premiers contre 21,19 % pour les diplômés de filières professionnelles.

L'analyse en terme d'estime de soi montre que la plus forte proportion de chômeurs est enregistrée par les jeunes ayant une faible estime d'eux même (68,1 %). Les statistiques relatives à la situation financière à la date de l'enquête montrent que 64,15 % des jeunes ayant une bonne situation financière sont au chômage tandis que cette proportion est de 35,85 % pour ceux en difficulté financière. Par ailleurs parmi les chômeurs, les jeunes célibataires sont plus nombreux que les mariés (60,86 et 39,14 % respectivement). Le jeune dont le conjoint est en emploi est relativement plus exposé au chômage. Les jeunes parlant bien ou moyennement une langue étrangère (Anglais) sont plus confrontés au phénomène du chômage que ceux qui ne le font pas.

Tableau 2 : Durée du chômage selon les caractéristiques sociodémographiques des jeunes

VARIABLES		Durées du chômage (%)		
		Moins d'un an	de 1 à 3 ans	plus de 3 ans
Sexe	Femme	31,93	11,44	56,63
	Homme	44,74	14,38	40,88
Catégorie socioprofessionnelle du père	Cadre	43,6	15,18	41,22
	Employé & Manœuvre	40,55	11,98	47,47
Diplôme	Au plus BAC	41,42	14,6	43,98
	Deug/duel/dues/bts/dut	42,12	14,29	43,6
	Licence	39,46	13,38	47,16
	Maîtrise	42,02	14,01	43,97
Spécialité de formation	Master et plus	48,83	13,64	37,52
	Filières générales	42,17	13,53	44,3
	Filière techniques et professionnelles	49,42	15,6	34,99
Groupe d'âge	[18-30 [35,95	34,83	42,61
	[30-35 [50,99	51,28	49,62
	[35-et plus [13,06	13,89	7,77
Estime de soi	Bonne	37,64	35,33	32,21
	Faible	62,36	64,67	67,79

Situation financière	Difficile	36,29	32,98	37,28
	Assez&bonne	63,71	67,02	63,72
Statut matrimonial	Marié	36,48	39,19	34,45
	Célibataire	63,52	60,81	65,55
Emploi du conjoint	En emploi	22,14	23,55	20,15
	Pas en emploi	77,87	76,44	79,84
Langue étrangère (Anglais)	Faible	25,74	24,59	23,69
	Moyen & bien	74,26	75,41	76,32

Source : Auteur à partir des données d'enquête du CREMIDE

L'analyse de la durée du chômage pour l'ensemble de l'échantillon montre que les hommes (44,74%) connaissent plus que les femmes (31,93 %) un chômage de courte durée tandis que les femmes sont les plus représentées pour la durée du chômage de plus de 3 ans. On observe une répartition à peu près égale, mais importante de chômeurs aussi bien de courte que de longue durée entre les jeunes quelle que soit la catégorie socioprofessionnelle du père.

Le même constat est observé pour les niveaux de diplôme des jeunes ainsi que les groupes d'âge. Selon les statistiques sur le diplôme, les jeunes plus diplômés se retrouvent un peu plus parmi les chômeurs de courte durée tandis que les moins diplômés sont globalement plus exposés au chômage de longue durée. En considérant la spécialité de formation, les résultats montrent que la spécialité de formation a une influence majeure sur la durée du chômage. Au total, on enregistre 49,42% de diplômés des filières professionnelles sur le chômage de moins d'un an. Les diplômés des filières générales connaissent plus le chômage de longue durée avec un taux de 44,3 %.

Au sein de la population de jeunes, les proportions de chômeurs de courte durée les plus élevés s'observent chez les jeunes âgés d'au moins 30 ans. Les jeunes de la tranche d'âge 18 à 30 ans connaissent plus le chômage de longue durée avec un pourcentage de chômeurs estimé à 42,61 %. Les jeunes ayant une bonne estime d'eux même connaissent davantage le chômage de courte durée, ceux qui ont une moins bonne estime d'eux même se retrouvent le plus parmi les chômeurs de longue durée. On observe une répartition équilibrée au niveau de chacune des modalités de la variable « situation financière ». Cependant, les proportions de chômeurs aussi bien de courte que de longue durée demeurent plus élevées pour les jeunes disposant d'une assez bonne ou bonne situation financière. Ces derniers enregistrent des taux supérieurs à 60 % alors que ceux en difficultés financières ont des taux inférieurs à 40 %.

De fortes disparités sont observées entre les mariés et les célibataires par rapport à la durée de chômage. Tandis que les mariés sont majoritaires en ce qui concerne le chômage de courte durée, les célibataires le sont pour le chômage de longue durée. Une répartition des chômeurs de courte et longue durée sensiblement égale est observée à l'intérieur de chacune des modalités de la variable « emploi du conjoint » en dépit du fait que les valeurs soient plus grandes pour les jeunes dont les conjoints sont sans emploi. La même situation est observée au niveau de la langue étrangère où les plus grandes proportions sont enregistrées par les jeunes s'exprimant moyennement ou bien en langue étrangère.

Tableau 3 : Distribution de l'intensité moyenne de recherche d'emploi en fonction de la situation d'occupation et des caractéristiques sociodémographiques des jeunes

VARIABLES		En Emploi	Chômeur
Catégorie socioprofessionnelle du père	Employé & Manœuvre	20	14,81
	Cadre	16,14	13,95
Diplôme	Au plus BAC	14,63	14,75
	Deug/duel/dues/bts/dut	19,16	19,54
	Licence et Maîtrise	19,38	11,63
	Master et plus	12,76	12,33
Emploi du conjoint	En emploi	14,4	16,5
	Pas en emploi	16,43	13,04
Estime de soi	Bonne	18,91	17,34
	Faible	15,02	14,99
Spécialité de formation	Filière techniques et professionnelles	14,52	16,39
	Filières générales	16,89	13,55
Groupe d'âge	[18-30 [14,17	22,05
	[30-35 [17,42	13,44
	[35-et plus [30,40	11,15
Langue étrangère (Anglais)	Faible	15,54	15,64
	Bien&moyen	18,7	26,69
Sexe	Femme	20,76	13,84
	Homme	16,23	18,55
Situation financière	Difficile	17,18	12,47
	Assez&bonne	18,76	25,40
Statut matrimonial	Célibataire	17,65	12,60
	Marié	17,39	22,54

Source : Auteur à partir des données d'enquête du CREMIDE

L'intensité de recherche d'emploi est mesurée par le nombre de canaux d'insertion mobilisés (Devine et Kiefer, 1993). L'intensité moyenne de recherche apparaît moins élevée pour les jeunes chômeurs, quelle que soit leur origine sociale. Chez les jeunes en emploi, elle est moins importante uniquement lorsque le père est employé ou manœuvre. L'intensité de recherche d'emploi est plus grande pour les diplômés chômeurs et employés de Deug/duel/dues/bts/dut et les employés de Licence et Maîtrise. Les faibles intensités de recherche sont observées chez les diplômés de Master et plus et ceux ayant un diplôme inférieur ou égal au BAC.

Un jeune chômeur qui a pour conjoint une personne au chômage fournit plus d'efforts de recherche d'emploi que celui dont le conjoint est en emploi. Lorsque le jeune vit avec un conjoint chômeur alors qu'il est en emploi, il a une intensité de recherche d'emploi plus grande. L'intensité moyenne de recherche d'emploi est plus élevée pour les jeunes ayant une bonne estime d'eux-mêmes, quelle que soit la situation d'occupation. Tandis que parmi les personnes en emploi, les diplômés des filières classiques ont effectué plus de démarches pour trouver un emploi, chez les chômeurs, ce sont les diplômés des filières professionnelles qui enregistrent une forte intensité de recherche d'emploi.

En mettant l'accent sur le groupe d'âge, on observe que les personnes âgées de 30 ans et plus ont effectué plus de démarches parmi les employés et au sein de la population de chômeur, les moins de 30 ans dominant en termes d'intensité de recherche. Les jeunes avec de bonnes ou moyennes capacités en langue étrangère ont les intensités de recherche d'emploi les plus fortes, quelles que soient leurs situations d'occupation. L'intensité moyenne de recherche d'emploi est plus importante pour les jeunes femmes en emploi et pour les hommes au chômage. Les jeunes avec une assez ou bonne situation financière ont réalisé les plus grands efforts de recherche d'emploi parmi les personnes en emploi et davantage parmi les chômeurs. Les mariés au chômage font plus d'efforts de recherche d'emploi que les célibataires en situation de chômage. L'intensité de recherche d'emploi de ces deux groupes lorsqu'ils sont en emploi est quasiment identique.

3. MODÈLE D'ANALYSE : MODÈLE DE RISQUES PROPORTIONNELS DE COX

Ce travail de recherche utilise la méthode de l'analyse de survie. Une analyse de survie étudie statistiquement les données au cours de la période précédant un certain événement (Machin et al., 2006). Cette méthode analyse donc la période pendant laquelle les individus restent dans un certain état (de chômage) et estime les facteurs affectant une telle période ainsi que l'intensité des effets de ces facteurs.

L'analyse de Kaplan-Meier et le modèle des risques proportionnels de Cox sont les méthodes généralement utilisées dans l'analyse de survie. Avec la méthode de Kaplan-Meier, on estime et vérifie la probabilité de survie à chaque moment, quelle que soit la taille de l'échantillon, pour autant que la période de survie de chaque sujet soit fournie, y compris les cas censurés.

Cette méthode calcule en tenant compte du temps la probabilité que les jeunes diplômés sortent du chômage après leurs situations d'occupation précédant celle de la période d'enquête. Le temps observé à partir d'un certain point jusqu'à la survenance d'un événement spécifique (la sortie de chômage) est appelé temps de survie.

Certains jeunes sont restés au chômage jusqu'à la fin de l'enquête si bien que leurs périodes de chômage n'ont pas pu être observées. Ces données ont été traitées comme des données censurées montrant qu'ils étaient toujours au chômage à la fin de l'enquête. Lorsque les temps de survie sont organisés par ordre croissant et que la période de chômage de n jeunes est divisée par $q, t_0 \leq t_1 \leq \dots \leq t_q (t_0=0)$, la fonction de survie de Kaplan-Meier est dérivée comme suit :

$$\hat{S}(t) = \prod_{t_j \leq t} \hat{p}_j$$

Où \hat{p}_j désigne le nombre d'individus survivants au moment t_j divisé par le nombre d'individus survivants au moment $t_j - 1$. En supposant que les observations de la survie des individus se produisent à des moments discrets, le nombre de sujets survivants au temps $t_j - 1$, juste avant t_j , est supposé être n_j et le nombre de jeunes qui survivent au temps $t_j - 1$ et qui échappent au chômage au temps t_j est supposé être h_j . Dans ce cas, la fonction de survie de Kaplan-Meier est exprimée comme suit :

$$\hat{S}(t) = \prod_{j=1}^N \left[\frac{n_j - h_j}{n_j} \right]$$

Pour analyser les effets des variables explicatives sur la fonction de risque, l'étude utilise le modèle des risques proportionnels de Cox. La fonction de risque de Cox est donnée comme suit :

$$h(t/X, \beta) = h_0(t) \exp(X\beta)$$

Où $h(t)$ est la fonction de risque lorsque les covariables sont considérées (fonction de t et X) ; $h_0(t)$ est le risque de base qui est la valeur de la fonction de risque lorsque toutes les valeurs des covariables sont égales à 0, ce qui correspond au taux de risque instantané d'un jeune par défaut s'il n'y a pas d'effet de covariables (fonction de t seulement) ; β est le Coefficient de régression.

La fonction de vraisemblance partielle selon Cox, basée sur la fonction de risque s'exprime comme suit :

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^D \frac{\exp(\sum_{k=1}^p X_{(i)k}\beta)}{\sum_{j \in R(t_i)} \exp(X_j\beta)}$$

Les estimations de β sont alors trouvées en maximisant cette fonction de vraisemblance ou de manière équivalente, le logarithme.

Une analyse de survie avec la méthode de Kaplan Meier suppose que les risques de survenance d'événements qui se produisent chez les individus sont tous les mêmes. Mais en réalité, les caractéristiques d'un individu peuvent affecter la période de survie. Dans un tel cas, les individus peuvent être stratifiés en groupes et comparés en estimant leur fonction de survie. Une limitation donc de cette méthode est qu'elle ne peut être appliquée s'il y a deux ou plusieurs variables indépendantes.

Le modèle de risques proportionnels de Cox est une méthode d'analyse de régression qui surmonte cette limitation (Cox, 1972). Il s'agit d'un modèle semi-paramétrique traitant les cas de données censurées à droite. Il est principalement utilisé lorsqu'il n'est pas nécessaire de faire une hypothèse sur la distribution de la probabilité de passer du chômage à l'emploi en tenant compte du temps. C'est donc un modèle basé sur l'hypothèse principale des risques proportionnels.

Notons qu'il existe plusieurs méthodes pour vérifier qu'un modèle satisfait à l'hypothèse de proportionnalité. Dans cette étude, la méthode de test choisie est celle utilisant les résidus Schoenfeld. La conclusion est que toutes les variables dépendantes du temps utilisées ne sont significatives ni collectivement ni individuellement, ce qui conforte l'hypothèse du risque proportionnel (voir Annexe)

La durée de sortie du chômage est codée « 0 mois » pour les jeunes diplômés avant le moment ou au moment où le jeune débute son dernier épisode de chômage. Ce qui permet de résorber ainsi le problème de censure à gauche. Lorsque les jeunes n'étaient pas en emploi au moment de l'enquête en 2017, leurs périodes de chômage étaient considérées comme censurées à droite.

4. RÉSULTATS ET INTERPRÉTATIONS

Tableau 4 : Durées de transition des jeunes

	(t)
Estime de soi	0,117 (0,082)
Père cadre	-0,136* (0,077)
Filières générales	0,238*** (0,086)
Deug/duel/dues/bts/dut	0,037 (0,108)

Licence et Maîtrise	0,043 (0,129)
Master et plus	0,107 (0,139)
Femme	-0,193** (0,084)
Situation financière difficile	0,138* (0,081)
[30-35 [0,011 (0,083)
[35-et plus [-0,055 (0,140)
Marié	0,101 (0,137)
Conjoint en emploi	0,023 (0,080)
Moyen en langue étrangère	-0,199** (0,094)
Bien en langue étrangère	-0,233** (0,110)

Les erreurs types sont exprimées entre parenthèses, niveau de significativité *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

On observe que la spécialité de formation, le sexe et la langue étrangère produisent les principaux effets du modèle, suivi de la catégorie socioprofessionnelle du père et la situation financière. Un individu dont le père est « cadre » met plus de temps à trouver un emploi. Par rapport aux enfants d'employés ou de manœuvres, ses chances d'emploi sont en moyenne réduites de 13,6 %. Il peut prolonger plus longtemps sa recherche pour trouver un emploi plus en adéquation avec sa formation. Cela n'est pas le cas des enfants d'ouvriers ou d'employés qui, pour assurer la survie de leur famille, préfèrent sortir plus rapidement de la situation de chômage.

Les résultats montrent aussi que pour un diplôme donné, le temps de chômage varie selon la spécialité de formation. Le fait d'être diplômés de l'enseignement général augmente les chances de sortir du chômage. Du fait de leur manque de compétence par rapport aux besoins des entreprises, ils ont une probabilité plus élevée que les diplômés des filières professionnelles d'accepter le déclassement et donc de sortir plus rapidement du chômage. En effet, l'étude de Kouakou et Holo (2019) montre que les entreprises, étant préoccupées par les résultats de production, sont à la recherche d'individus directement employables. Cependant, pour certaines raisons telles que celle liée au problème d'asymétrie d'information sur le marché du travail, les employeurs sont amenés à embaucher des personnes moins compétentes en vue de procéder à leur formation ou recyclage. En présence d'un candidat jugé moins compétent pour occuper un poste, l'employeur procède au déclassement du travailleur afin de maintenir son profit maximum.

Le sexe est un facteur déterminant de la durée du chômage. Le coefficient de la modalité « femme » est négatif, ce qui indique que la période d'attente est plus longue pour les femmes. Cette situation peut se justifier à la fois par le phénomène de discrimination dont elles sont l'objet sur le marché du travail et par les contraintes liées aux activités de production à domicile.

La situation financière influence la durée du chômage des jeunes. Les jeunes n'ayant pas de difficultés financières mettent plus de temps avant de trouver un emploi. Ils peuvent décider de prolonger plus longtemps leur recherche d'emploi pour trouver un emploi plus en adéquation avec leur formation. Dans leurs stratégies de recherche d'emploi, ils s'orientent plus fréquemment vers des secteurs plus sélectifs et plus porteurs en termes de débouchés professionnels. Ce qui n'est pas le cas des jeunes ayant des difficultés financières qui ont pour soucis majeurs d'assurer leur survie.

La langue anglaise est un facteur déterminant de la durée du chômage. Les jeunes dotés de bonnes ou moyennes capacités ou connaissances en anglais mettent plus de temps à sortir du chômage. Certes, la plupart des études confirme la valeur économique de la langue étrangère sur le marché du travail à l'étranger, mais l'enquête du CREMIDE montre que la majorité de jeunes ivoiriens exerce sur le marché du travail local et dans des emplois n'exigeant pas de grandes connaissances en langue anglaise. De plus, à la faveur d'un entretien réalisé par le CREMIDE, le Bureau de Coordination des Programmes Emploi (BCP-Emploi) recommande spécifiquement aux jeunes formés sur les facultés de langue d'améliorer leur employabilité à travers les programmes entrepreneuriaux pour acquérir des compétences professionnelles.

CONCLUSION

Le chômage de longue durée qui touche en général les personnes sans emploi de plus de 12 mois est un problème social émergent en Côte d'Ivoire. À mesure que le chômage se prolonge, le temps et la volonté consacrés à la recherche d'un emploi diminuent généralement si bien que les chômeurs de longue durée ont tendance à devenir des travailleurs découragés ou des personnes ni en emploi, ni en éducation, ni en formation (Neets).

Partant de ce constat, cet article étudie les déterminants de la durée de chômage des jeunes en Côte d'Ivoire. Sur la base des données d'une enquête financée par le CRDI et conduite par le CREMIDE portant sur l'Amélioration des Politiques d'Emploi des Jeunes en Afrique Francophone (APEAF), une analyse de survie utilisant le modèle de risques proportionnels de Cox est réalisée. Il ressort des résultats qu'en 2017, un jeune dont le père est « cadre », n'ayant pas de difficultés financières, doté de bonnes ou moyennes capacités ou connaissances en anglais et une femme, mettent plus de temps à trouver un emploi. Cependant, le fait d'être diplômés de l'enseignement général augmente les chances de sortir du chômage.

La plupart des travaux mettent au premier rang le critère inflationniste des diplômés pour donner des éléments de compréhension au chômage de longue durée. En Côte d'Ivoire, les causes sont plus structurelles. La recherche de solutions durables passe inévitablement par i) des réformes profondes de l'enseignement supérieur général, ii) l'amélioration du dispositif de création d'emploi, et iii) la réduction des problèmes d'asymétrie informationnels sur le marché du travail ivoirien.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- AFRISTAT (2017), Rapport final régional : Enquête Régionale Intégrée sur l'Emploi et le Secteur Informel (ERI-ESI), Document de travail, 225 p.
- Álvaro J., Garrido A., Pereira R., Torres R. et Barros C. (2019), Unemployment, Self-esteem, and Depression : Differences between Men and Women, *The Spanish Journal of Psychology*, Vol. 22, n°1, pp. 1-9.
- Bandura A. (1982), « Self-efficacy mechanism in human agency », *American Psychologist*, Vol 37, n°2, pp. 122-147, <https://doi.org/10.1037/0003-066X.37.2.122>.

- Becker G. S. (1964), *Human Capital, A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, 2nd edn, New York : Columbia University Press (for NBER).
- Brown R. C. (2010), *Understanding Labor and Employment Law in China*. Cambridge : Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511642258>.
- Campbell J. (1990), Modeling the performance prediction problem in industrial and organizational psychology. In M. Dunnette & L. Hough (Eds.), *Handbook of industrial and organizational psychology* (pp. 686-707). Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Carroll N. (2006), « Explaining Unemployment Duration in Australia », *The Economic Record, The Economic Society of Australia*, Vol. 82, pp. 298-314.
- Classen T, Dunn R. (2011), « The effect of job loss and unemployment duration on suicide risk in the United States : a new look using mass-layoffs and unemployment duration », *Health Economics*, Vol. 2, pp. 338-350.
- Corrales H. et Rodriguez B. (2004), « Transition from education to first significant job in Spain : the influence of educational attainment », *The 58th International Atlantic Economic Conference*, Chicago, Illinois.
- Cox D. R. (1972), « Regression models and life-tables », *Journal of the Royal Statistical Society (Series B)*, pp. 187-220.
- Davalos M, Fang H. et French M. (2011), *Easing the pain of an economic downturn: macroeconomic conditions and excessive alcohol consumption*, *Health Economics* forthcoming.
- Devine T. J. et Kiefer N. M. (1993), « The empirical status of job search theory », *Labour Economics*, pp. 3-24
- Di Paolo A. et Tansel A. (2015), « Returns to Foreign Language Skills in a developing Country : The Case of Turkey », *Journal of Development Studies*, Vol. 51, n°4, pp. 407-421.
- Feather J.J. et Cross K.F. (1989), « Workflow analysis, just-in-time techniques simplify administrative process in paperwork operation », *Industrial Engineering*, Vol. 20, n°1, pp. 32-40.
- Gregg P. (2001), « The impact of youth unemployment on adult unemployment in the NCDS », *Economics Journal*, pp. 626-653.
- Heckman J. et Rubinstein Y. (2001), « The importance of noncognitive skills : Lessons from the GED testing program », *American Economic Review*, Vol. 91, n°2, pp. 145-149.
- Ibrahima S. et Akrassi K. E. (2020), *A Gender Analysis of the Determinants of Youth Unemployment in Côte d'Ivoire*, *Regional Development in Africa*, 16 p.
- INS (2019), *Enquête Nationale sur l'Emploi (ENE)*, Document de travail.
- John G. (2012), « An instrumental variable approach to unemployment, psychological health and social norm effects », *Health Economics*, DOI: 10.1002/hec.2831.
- Jung J. et Cho M. (2018), « Analyzing the effectiveness of the youth employment policy : focusing on the youth internship program for small and medium-sized enterprises and public institutions », *Korean Soc. Public Admin*, Vol. 29, n°2, pp. 57-81.
- Kollmann R. (1994), « The duration of unemployment as a signal », *Economic Letters*, pp.373-377.
- Kouakou et Holo (2019), *Inadéquation entre compétence et emploi selon la demande de travail en Côte d'Ivoire*, document de travail.
- Lassibille G., Navarro L., Aguilar I. et Sanchez C. (2001), « Youth transition from school to work in Spain », *Economics of Education Review*, pp.139-149.
- Lefcourt H. M. (1991), Locus of control. In J. P. Robinson, P. R. Shaver, & L. S. Wrightman (Eds.), *Measures of personality and social psychology attitudes* (pp. 413-425). London: Academic Press Ltd. <http://dx.doi.org/10.1016/B978-0-12-590241-0.50013-7>.
- Lindbeck A. et Snower D. J. (1989), « Macroeconomic Policy and Insider Power », *The American Economic Review*, Vol. 79, pp. 370-376.
- Lockwood B. (1991), « Information externalities in the labor market and the duration of unemployment », *Review of Economic Studies*, pp.733-753.
- Lupi C. et Ordine P. (2002), « Unemployment scarring in high unemployment regions », *Economics Bulletin*, pp.1-8.

- Machin S. et Van Reenen J. (2006), Changes in Wage Inequality, forthcoming in the New Palgrave Dictionary of Economics.
- McCall J. (1970), « Economics of information and job search », *Quarterly Journal of Economics*, pp.113-126.
- Mooi-Reci I. et Ganzeboom H. B. (2014), « Unemployment scarring by gender : Human capital depreciation or stigmatization? Longitudinal evidence from the Netherlands, 1980–2000 », *Social Science Research*, pp. 42-658.
- Mortensen D. T. (1970), « Job search, duration of unemployment and the Phillips curve », *American Economic Review*, pp. 847-862.
- Nam J. R. (2006), Study on youth NEET, determining factors and exit factors, 7th Korea Labor Panel Journal, Seoul : Korea Labor Institute.
- Nguyen A.N. et Taylor J. (2005), « From school to first job : a longitudinal analysis », Lancaster University Management School, Working Paper.
- Park G. et Cheon Y. (2009), « An analysis of factors affecting college graduates », *employment. J. Employ. Occup.*, Vol 3, n°1, pp. 29-59.
- Portugal P. et Addison J. (2003) Six Ways to Leave Unemployment. IZA Discussion Paper 954 Bonn : Institute for the Study of Labor.
- Rosenstone S. J. (1982), « Economic Adversity and Voter Turnout », *American Journal of Political, Science*, Vol. 26, pp. 25-46.
- Rosenberg M. (1965), *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ : Princeton University Press.
- Rotter J. (1966), « Generalized Expectancies for Internal Versus External Control of Reinforcement », *Psychological Monographs*, 80 p.
- Schlozman K. L. et Verba S. (1979), *Injury to Insult, Unemployment, Class, and Political Response*, Harvard University Press.
- Schwarz N. et Clore G. L. (2007), Feelings and phenomenal experiences. In A. Kruglanski and E.T. Higgins(eds), *Social Psychology. Handbook of Basic Principles*, 2nd Edition, pp. 385-407. New York: Guilford.
- Spence M.A. (1973), « Job Market Signaling », *Quarterly Journal of Economics* », Vol. 87, n°3, pp. 355-379.
- Steele C. M., Spencer S. J. et Lynch M. (1993), « Self-image resilience and dissonance : The role of affirmational resources », *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 64, pp. 885-896.
- Stigler G. J. (1962), « Information in the labor market », *Journal of Political Economy*, pp. 94-105.
- Tansel et Taşçı (2010), Hazard Analysis of Unemployment Duration by Gender in a Developing Country : The Case of Turkey, IZA Discussion Paper n°4844, 51 p.
- Union Africaine (2014), *Charte africaine de la jeunesse*, document de travail, 26 p.
- Van den Berg G. J. et Van Ours Jan C. (1999), « Duration dependence and heterogeneity in French youth unemployment durations », *Journal of Population Economics*, Springer;European Society for Population Economics, Vol. 12, n°2, pp. 273-285.
- Warr P. (1987), *Work, unemployment, and mental health*. Oxford University Press.

ANNEXE

Tableau : Test of proportional-hazards assumption

	rho	chi2	df	Prob>chi2
[30-35 [0.124	0.340	1	0.561
[35-et plus [0.008	0.000	1	0.966
Deug/duel/dues/bts/dut	0.289	3.010	1	0.083
Licence	0.200	1.030	1	0.311
Maîtrise	0.079	0.250	1	0.619
BAC5et_plus	0.212	0.980	1	0.322
Célibataire	-0.142	0.500	1	0.481
Femme	-0.058	0.110	1	0.738
Anglais	-0.111	0.170	1	0.681
Estime_de_~i	-0.025	0.010	1	0.919
Filiere_form	-0.115	0.400	1	0.528
trav_conj_~n	-0.154	0.540	1	0.462
Situat_~e	0.309	1.620	1	0.203
GLOBAL TEST		9.510	13	0.734