
Actes de la troisième Conférence internationale sur la Francophonie économique

VERS UNE ÉCONOMIE RÉSILIENTE, VERTE ET INCLUSIVE

Université Cheikh Anta Diop de Dakar – Sénégal, 16 – 18 mars 2022

**POLITIQUES ACTIVES DU MARCHÉ DU TRAVAIL ET DURÉE DE CHÔMAGE DES
JEUNES EN CÔTE D’IVOIRE**

HOLO GNEPA ANGE

Doctorant à l’Université Félix Houphouët-Boigny, Côte d’Ivoire
Assistant de Recherche au CREMIDE
holoange@gmail.com

KOUAKOU KOUADIO CLEMENT

Professeur, Université Felix Houphouët-Boigny, Côte d’Ivoire
Directeur du CREMIDE
kouakouclementk@gmail.com

GBAKOU MONNET PATRICK

Professeur, Université Felix Houphouët-Boigny, Côte d’Ivoire
Chercheur au CREMIDE
patrick.gbakou@gmail.com

RÉSUMÉ – En Côte d’Ivoire, les jeunes constituent la catégorie de personnes la plus sévèrement touchée par le chômage. A partir des données de l’enquête « Améliorer les politiques d’emploi des jeunes en Afrique Francophone » réalisée par le CREMIDE en 2017-2018, cet article analyse la durée du premier épisode de chômage. A cet effet, un modèle micro économétrique est appliqué à un échantillon de jeunes postulants bénéficiaires et non bénéficiaires de programmes actifs du marché du travail ivoirien. L’étude procède en outre à un examen sexospécifique de la durée du chômage de ces deux groupes de jeunes. Les résultats établissent que la participation ou non au programme d’emploi et l’appartenance sexuelle déterminent les parcours de chômage des jeunes.

Mots-clés : durée du chômage, modèle de durée, programme actif du marché du travail, genre

Remerciements – Les auteurs remercient chaleureusement le Centre de Recherche pour le Développement International (CRDI) pour le financement de l'enquête portant sur l'Amélioration des Politiques d'Emploi des Jeunes en Afrique Francophone (APEAF), les chercheurs du Centre d'Études et de Recherche en Économie et Gestion (CEREG) pour le traitement de la base de données, l'Office de la Francophonie Economique (OFE) ainsi que les rapporteurs anonymes pour leurs commentaires.

Les idées et opinions exprimées dans ce texte n'engagent que leur(s) auteur(s) et ne représentent pas nécessairement celles de l'OFE ou de ses partenaires. Aussi, les erreurs et lacunes subsistantes de même que les omissions relèvent de la seule responsabilité de ou des auteurs.

Introduction

L'un des problèmes majeurs auxquels la plupart des pays d'Afrique Subsaharienne est confronté réside dans la réduction du taux de chômage des jeunes. La majorité de ces pays n'est pas encore engagée sur la voie de l'industrialisation de sorte que les centres urbains sont toujours incapables de créer une grande masse d'emplois pour la plupart des nouveaux arrivants (essentiellement des jeunes) sur les marchés du travail. Ces jeunes connaissent davantage le chômage, le sous-emploi et travaillent à près de 90% dans les exploitations familiales. Parmi les chômeurs, ils représentent 17% des jeunes de 26 ans et 10% de ceux de 34 ans (AFD et Banque Mondiale, 2017).

Spécifiquement en Côte d'Ivoire, l'emploi est presque exclusivement informel (93,6%) quelle que soit la caractéristique socio démographique considérée. Les chômeurs sont plus présents en milieu urbain (84,1%), avec une forte concentration à Abidjan (49,6%), chez les jeunes de 14-35 ans (70,3%) et parmi les personnes ayant un niveau d'instruction « secondaire » ou « supérieur » (54,2%). La répartition des jeunes chômeurs selon le sexe est à peu près égale, même si les hommes sont moins nombreux que les femmes (49,5% contre 50,5%)¹.

Les jeunes constituent donc la couche de la population la plus exposée au phénomène du chômage. Afin d'améliorer leurs perspectives d'emploi, l'État ivoirien met en œuvre chaque année des politiques actives du marché du travail (PAMT). Celles-ci peuvent être considérées comme un type particulier de politique sociale, car elles visent à fournir une sécurité sociale aux jeunes en situation de chômage. Cependant, tous les types de chômage ne justifient pas le même degré de réaction ou l'adoption de politiques ciblées. On considère en général différents types de chômage, dont le chômage frictionnel et le chômage structurel. Le premier est généré par le décalage entre l'entrée des personnes sur le marché du travail et leur entrée dans des emplois spécifiques. Ce type de chômage qui est souvent de courte durée se corrige de lui-même.

Le chômage structurel, en revanche, est, comme son nom l'indique, généré par la structure même de l'économie et provient de l'inadéquation d'une partie de l'offre de capital humain disponible. Il peut aussi provenir d'un biais technologique qui conduit au développement inégal de différents secteurs de l'économie ou simplement de la présence d'une offre de travail excédentaire dans une économie.

Ce type de chômage qui est généralement de longue durée à la base de nombreux coûts observables aussi bien au niveau de la société que de l'individu. Pour la société, les taux de chômage élevés chez les jeunes réduisent leur contribution potentielle à la croissance économique

¹ INS (2016).

et au développement. Ceux-ci représentent un potentiel de développement et de protection sociale perdu. Pour l'individu, le coût direct de la période de chômage est exprimé par la perte de revenu (Gregg et Tominey, 2005) et par l'effet négatif à long terme sur ses performances sur le marché du travail. Cette situation représente un gaspillage d'argent pour les individus et pour la société, sachant qu'un enseignement universitaire est un investissement long et coûteux.

La position défavorisée des jeunes sur le marché du travail est en grande partie ancrée dans leur transition vers l'emploi. Cette transition est généralement définie comme la période entre la fin de la scolarité et l'obtention d'un emploi. Considérant la transition des jeunes, cette étude examine la durée de temps nécessaire à deux catégories de diplômés pour sortir du chômage et accéder à un emploi sur le marché du travail ivoirien. Ces diplômés comprennent les postulants bénéficiaires et postulants non bénéficiaires de programme d'insertion de l'AEJ/AGEPE².

L'étude évalue ce programme en comparant les résultats en termes de réduction de la durée de chômage des personnes bénéficiaires avec ceux de non-participants comparables ayant utilisé d'autres méthodes de recherche d'emploi. Elle analyse également les déterminants de la durée du chômage chez les hommes et les femmes de ces deux groupes d'individus. L'importance d'un examen sexospécifique du chômage émane d'un besoin d'évaluation des mesures prises en faveur des femmes en vue de favoriser l'égalité professionnelle.

Étant donné les difficultés rencontrées par ces jeunes diplômés dans leurs processus d'insertion, il apparaît nécessaire de comprendre la durée du chômage des jeunes pour améliorer l'efficacité de l'utilisation des ressources. Cependant, il existe peu de preuves systématiques concernant les processus de transition des jeunes en Côte d'Ivoire. Parmi les rares travaux existants, figure celui de Kouakou (2006) analysant le processus d'insertion professionnelle des jeunes urbains à Abidjan à l'aide d'un modèle de durée et qui conclut à la non-significativité de l'effet des programmes d'insertion sur la durée du chômage. Ce déficit en matière de recherche scientifique est dû en partie à la faible disponibilité de données longitudinales/transversales adéquates.

La contribution de ce travail est de combler cette lacune en exploitant des données récentes issues de l'enquête « Améliorer les politiques d'emploi des jeunes en Afrique Francophone (APEAF) » réalisée par le CREMIDE³ en 2017-2018. L'objectif principal de l'article consiste à analyser les effets des programmes de l'AEJ/AGEPE sur la durée du chômage des jeunes en Côte d'Ivoire. Dans ce cadre, les déterminants de la durée du chômage des hommes et des femmes sont étudiés.

Comparativement à l'étude de Kouakou (2006), cet article révèle que la non-prise en compte de l'aspect qualité de l'emploi conduit à un effet significatif des programmes actifs du marché du travail ivoirien. Il met en évidence la situation défavorable des femmes sur le marché du travail ivoirien. Lorsqu'elles sont mariées, les femmes connaissent de longs épisodes de chômage. De plus, l'analyse de la stratification par sexe vient corroborer cette situation défavorable des femmes puisque pendant cette période, les hommes ont un avantage comparatif considérable sur le marché du travail.

La suite de l'article est organisée de la manière suivante : la deuxième section fait une revue théorique et empirique concernant les effets des PAMT sur la durée du chômage des jeunes. La

² L'Agence Emploi jeunes (AEJ) et l'Agence d'Études et de Promotion de l'Emploi (AGEPE) sont les deux derniers services publics de l'emploi en Côte d'Ivoire. Cependant, la plus récente est l'AEJ qui a été créée en juin 2015 en remplacement de l'AGEPE.

³ Centre de Recherche Microéconomique du Développement (CREMIDE) en Côte d'Ivoire.

troisième présente les données et les variables utilisées. Le modèle empirique et les résultats des estimations sont présentés respectivement dans la quatrième et cinquième section et la dernière conclut l'article.

Revue de littérature sur les effets des PAMT

Contexte théorique

Comme le souligne Calmfors (1994), il est impossible de déterminer théoriquement l'impact net des PAMT, car en général ces politiques ont des effets opposés. On pourrait s'attendre à une aide à la recherche d'emploi renforcée grâce au Service Public d'Emploi (SPE) qui a un impact positif sur le processus d'appariement et qui réduit ainsi 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).

Etant donné ce problème d'asymétrie informationnelle sur le marché du travail, les SPE ont eu des responsabilités d'aide à la recherche d'emploi, de conseil et de placement des demandeurs d'emploi. Ils disposent de logiciels, plateforme ou autres outils ayant pour objet de faciliter l'insertion professionnelle et leur activité d'intermédiation peut se faire en ligne ou en face à-face avec les conseillers.

Les PAMT visent également à accroître l'employabilité grâce à la valorisation du capital humain (Becker, 1964). Le contenu des programmes de formation en termes de compétences génériques et professionnelles peut différer considérablement à travers les pays et les régimes du marché du travail (Iversen et Stephens, 2008).

À l'instar des autres types de politiques, les PAMT peuvent être disponibles pour des groupes plus ciblés plutôt que de s'adresser à un groupe de chômeurs plus large. Par exemple sur le genre, la théorie du capital humain prédit une perte de capital humain différente entre les sexes. En raison de l'éducation des enfants, mais également des tâches ménagères, des soins prodigués aux membres plus âgés de la famille, les femmes ont tendance à accumuler moins d'expérience de travail que les hommes. Par conséquent, les femmes font face à de plus grandes difficultés (Mooi-Reci et Ganzeboom, 2014).

Revue de la littérature empirique

Les PAMT reflètent le consensus parmi les décideurs politiques selon lequel il est préférable d'aider activement les chômeurs à rechercher un emploi que de simplement leur fournir un soutien financier au moyen des mesures passives du marché de l'emploi. Le risque est que le recours au soutien passif peut réduire les incitations au travail et les activités de recherche d'emploi et donc augmenter la probabilité de connaître un chômage de longue durée. Les PAMT sont qualifiés par beaucoup comme la clé pour minimiser ces risques. Elles peuvent être considérées comme un type particulier de politique sociale, car elles visent à assurer la sécurité sociale sans nécessairement impliquer de redistribution (Armingeon, 2007).

Les PAMT se composent de diverses interventions : les Services Publics de l'Emploi (SPE) qui facilitent l'appariement entre demandeurs d'emploi et employeurs, les programmes de formation qui améliorent l'employabilité par l'accumulation de capital humain, les programmes de travaux publics qui occasionnent des emplois supplémentaires dans le secteur public et l'emploi

subventionné impliquant des incitations au recrutement pour les employeurs, notamment par le biais des subventions salariales.

L'analyse des PAMT abonde, à la fois en ce qui concerne leurs effets au niveau individuel (Card et al., 2018) et au niveau macroéconomique (Abrassart, 2015). Toutefois, le succès de ces programmes est mitigé dans la plupart des études.

En ce qui concerne les effets macroéconomiques, Caliendo et Schmidl (2015) se sont intéressés aux PAMT en évaluant leurs effets en Europe. Les résultats en matière d'emploi ne sont que partiellement prometteurs. Si l'aide à la recherche d'emploi a des effets très majoritairement positifs, il est observé des effets plus mitigés pour la formation et les subventions salariales, alors que les effets pour les programmes de travaux publics sont clairement négatifs.

Fredriksson (2020) évalue les effets à court terme et long terme de différents types de PAMT sur la durée de chômage dans 19 pays entre 1985 et 2013. Les résultats indiquent que les programmes de formation et les emplois subventionnés réduisent le chômage de court terme alors que le SPE et les subventions salariales sont associés à la réduction du chômage de longue durée.

Forslund et Vikström (2011) trouvent un impact positif des PAMT sur le processus d'appariement qui émane d'une augmentation des ressources dans le dispositif d'aide à l'embauche. Pour Abrassart (2015), l'accroissement des dépenses du SPE est associé à une augmentation des taux d'emploi chez les hommes et les femmes peu qualifiés.

Les études au niveau individuel ont souvent abouti à des conclusions similaires en soutenant qu'une augmentation des ressources consacrées aux SPE était associée à des réductions de la durée de chômage (Crépon et al., 2013 ; Hägglund, 2014). Celles-ci sont parfois qualifiées d'effets de service du SPE, où l'efficacité de l'aide à la recherche d'emploi peut être liée au nombre de rencontres avec les intervenants (Graversen et van Ours, 2008).

Plusieurs autres études évaluant les effets de certains programmes indiquent également que l'aide à la recherche d'emploi peut réduire le temps passé au chômage, mais généralement sans préciser si cela est dû à des effets de service ou de sanction, vu que ces deux effets ont été dans la plupart des études regroupés en un seul (Card et al., 2018 ; Card et al., 2010 ; Kluve, 2010).

Particulièrement en Côte d'Ivoire, les effets des PAMT sur la durée de chômage ont été largement sous-étudiés. Parmi les rares études réalisées sur le sujet, figure celle de Kouakou (2006) qui analyse le processus d'insertion professionnelle des jeunes urbains à Abidjan à l'aide d'un modèle de durée avec instrumentation du passage par les programmes d'insertion et d'un modèle de sélection. Ces résultats concluent à la non-significativité de l'effet du programme sur la durée du chômage et révèlent un problème de ciblage ou sélection des bénéficiaires dans les programmes d'insertion.

Cet article qui s'intéresse à cette même thématique tente de combler le déficit de recherches observé tout en s'étendant à tout le territoire ivoirien et en incorporant la problématique du genre et les interactions entre les sexes dans l'analyse.

Données et résultats statistiques

Les données

Les données utilisées dans cette étude concernent les jeunes postulants aux programmes d'emploi sur le marché du travail ivoirien. Elles sont issues d'une enquête réalisée par le CREMIDE dans le cadre du programme d'amélioration des politiques d'emploi des jeunes en

Afrique Francophone financé par le CRDI. Les jeunes dans cette base ont été interrogés entre novembre 2017 et mars 2018.

Les données sur l'emploi couvrent la période allant de 2010 à 2017 et considèrent deux catégories de jeunes composées de postulants bénéficiaires et postulants non bénéficiaires de programme d'emploi. Ces derniers, au sein de cette base financée par le CRDI, sont repartis dans différentes cohortes d'inscrits à l'AEJ/AGEPE entre 2012 et 2015.

Pour l'échantillonnage, le CREMIDE a eu recours à une liste d'anciens postulants au programme PAE plus particulièrement du PEJEDEC⁴ volet mis en stage de l'Agence Emploi Jeunes (AEJ). À partir de cette base, un échantillon de postulants bénéficiaires et un échantillon de postulants non bénéficiaires ont été constitués.

Dans le premier échantillon, seuls les individus ayant bénéficié de ce programme et désirant participer à l'enquête ont été choisis. Par contre, dans l'échantillon de postulants non bénéficiaires, en se servant de la base de l'AEJ, un tirage des individus n'ayant pas profité de cet accompagnement, mais ayant des liens de ressemblance avec les bénéficiaires a été fait. Les critères de ressemblance au niveau des deux échantillons reposaient sur l'âge, le diplôme le plus élevé, le sexe et le domaine de formation afin de former un contrefactuel.

L'étude retient toutes les périodes de chômage observées dans l'échantillon avant l'obtention du premier emploi (après la sortie du programme). La prise en compte des périodes de chômage permet d'examiner la première situation connue par ces jeunes sur le marché du travail après le programme, c'est-à-dire si ces personnes trouvent un emploi ou non. L'analyse fait donc intervenir des observations censurées à droite pour certains jeunes lorsque les sorties du chômage des jeunes ne peuvent être observées.

La base de l'enquête ne fournit pas uniquement des informations sur le premier épisode de chômage, la situation de l'emploi juste après le programme, mais également des données personnelles telles que le statut matrimonial, le diplôme, la situation financière, l'âge, le sexe de même que la participation ou non au programme d'emploi. À l'exclusion des trois dernières variables explicatives, toutes les autres sont présentées en panel dans la base de données. Afin de considérer la situation des individus juste avant le programme, ces données ont été mobilisées en tenant compte de leurs dates d'inscription à l'AEJ.

Comme annoncé plus haut, les PAMT se présentent sous différentes formes. Cependant, la base de données de l'enquête ne contenant que des informations sur les programmes d'insertion ciblés, cette recherche n'évalue que l'effet de ce type de PAMT sur la durée du premier épisode de chômage des jeunes. La variable « dépendante » est la durée de la période de chômage enregistrée. À l'aide des différentes variables explicatives, l'article analyse l'influence de la participation ou non au programme (PEJEDEC) sur la durée du premier épisode de chômage. L'unité d'analyse retenue pour les estimations est le mois.

L'échantillon considéré pour cette étude se limite aux individus âgés de 18 à 40 ans⁵. En mettant l'accent sur la sortie du chômage, l'étude s'intéresse aux sorties du chômage vers l'emploi

⁴ Programme d'Aide à l'Embauche (PAE), Projet Emploi Jeunes et Développement des Compétences (PEJEDEC). Le PEJEDEC est financé par la Banque Mondiale et visait à soutenir l'employabilité des jeunes après la crise ivoirienne de 2010-2011.

⁵ Pour soutenir population en période de crise, le ministère ivoirien en charge de l'emploi des jeunes avait dans ce programme avancé la limite d'âge de la jeunesse à 40 ans au lieu de 35 ans initialement.

et non aux sorties vers une situation d'inactivité. Les personnes inactives sont par conséquent exclues de l'échantillon utilisé. La base contenait également des non-postulants au programme qui ne sont pas inclus dans cette étude du fait de leurs dissemblances avec les postulants bénéficiaires et non bénéficiaires. Leurs particularités sont essentiellement fondées sur des caractéristiques non observables telles que la motivation des individus pour le programme évalué (Caliendo et Hujer, 2005). Ainsi, sur une population initiale de 3497 individus, l'échantillon utilisé contient 1982 jeunes, dont 985 postulants bénéficiaires et 997 postulants non bénéficiaires du programme d'emploi.

Statistiques descriptives

Afin d'étudier les effets des PAMT, le sous-échantillon considéré est utilisé pour produire un certain nombre de résultats statistiques. Cette étude comprend trois premiers graphiques examinant la distribution de la durée du chômage et un dernier (en annexe 1) les fonctions de survie de Kaplan Meier suivant certaines données personnelles. Les statistiques des tableaux 1 à 3 rendent compte de la représentativité de l'échantillon et présentent ses caractéristiques principales.

L'analyse de la durée du chômage pour l'ensemble de l'échantillon dans le tableau 1 montre que les hommes (30,81%) connaissent plus que les femmes (25,79%) un chômage de courte durée tandis que les femmes sont les plus représentées pour la durée du chômage de plus de 3 ans. Au niveau de l'âge, les personnes de 35 ans et plus sont majoritaires parmi les chômeurs de longue durée. Cependant, la proportion de chômeurs de longue durée demeure importante, quelle que soit la tranche d'âge considérée. Tandis que les mariés, avec une proportion de 32,84%, sont les plus nombreux parmi les chômeurs de courte durée, les célibataires, eux, connaissent plus le chômage de longue durée (57,29%). Quant au diplôme, les jeunes titulaires d'un diplôme inférieur ou égal au BAC sortent plus rapidement du chômage (40,52%) que ceux ayant des niveaux de diplôme supérieurs qui de manière générale se retrouvent plus parmi les chômeurs de longue durée. En outre, on observe une répartition quasiment égale des jeunes lorsqu'on étudie la durée du chômage suivant la situation financière.

Sur la participation ou non au programme d'insertion, on remarque que parmi les chômeurs de courte durée, les jeunes postulants bénéficiaires sont plus présents avec un taux de chômage de 48,32%. Au niveau du chômage de plus de 3 ans, le taux de chômage des postulants non bénéficiaires est nettement supérieur (78,13%).

Tableau 1- Durées de chômage selon les caractéristiques sociodémographiques

		Durée de chômage (%)		
		Moins d'un an	Entre un et trois ans	Trois ans et plus
Sexe	Femme	25,79	12,97	61,23
	Homme	30,81	13,33	55,85
Tranche d'âge	[20-30 ans[30,60	12,30	57,10
	[30-35 ans[29,86	14,64	55,50
	[35 ans et plus[20,98	9,27	69,76
Statut matrimonial	Célibataire	28,27	14,43	57,29
	Marié	32,84	11,22	55,94
	Au plus BAC	40,52	15,69	43,78
Diplôme	DEUG/DUEL/DUES/BTS/DUT	26,94	13,08	59,98
	Licence	26,75	14,65	58,60
	Maitrise	23,85	13,85	62,31
	BAC+5 et plus	24,60	8,56	66,84
	Situation financière	Difficile	28,98	14,23
	Bonne	30,35	12,76	56,88
Participation	Non bénéficiaires	10,33	11,53	78,13
	Bénéficiaires	48,32	14,92	36,75

Source : Enquête CREMIDE 2017

Le tableau 2 montre des durées moyennes du chômage des jeunes presque similaires entre les modalités des variables sexe, âge, statut matrimonial, diplôme et situation financière. Toutefois, en mettant l'accent sur la participation ou non au programme, les durées moyennes de chômage des bénéficiaires, quelle que soit la caractéristique sociodémographique considérée, demeurent nettement plus faibles que celles des non bénéficiaires.

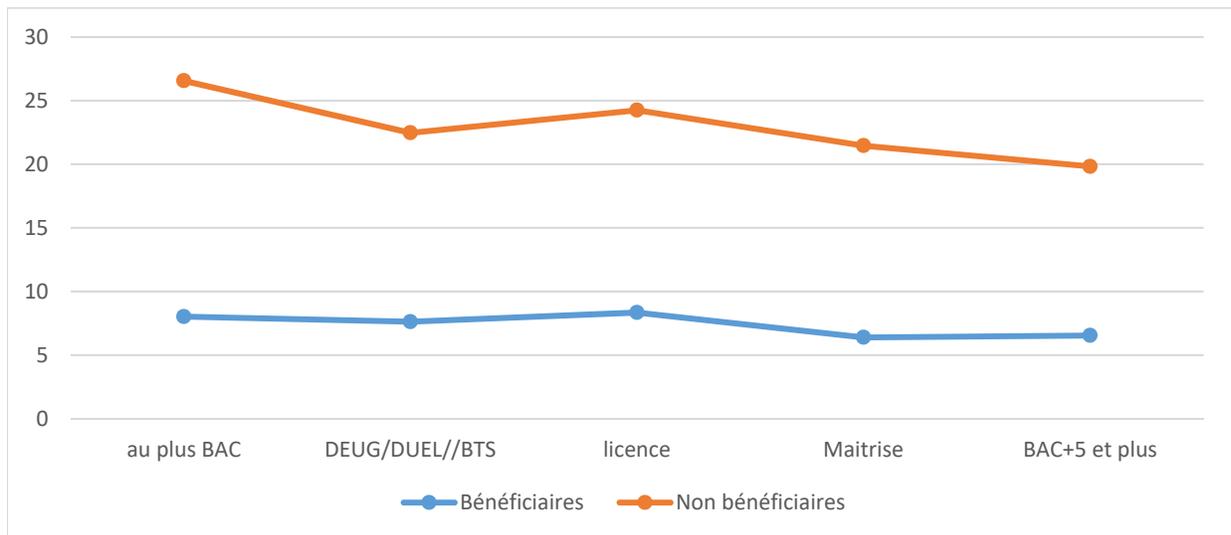
Tableau 2- Durées moyennes de sortie du chômage des postulants bénéficiaires et non bénéficiaires selon leurs caractéristiques individuelles

VARIABLES		Bénéficiaires	Non bénéficiaires	Ensemble
Sexe	Femme	8,81	14,39	10,33
	Masculin	7,23	16,05	9,56
Tranche d'âge	[20-30 ans[6,87	13,99	9,03
	[30-35 ans[8,32	16,72	10,20
	[35 ans et plus[6,38	16,54	10,38
Statut matrimonial	Célibataire	7,99	16,15	10,34
	Marié	7,1	13,85	8,58
Diplôme	Au plus BAC	8,02	18,54	9,69
	DEUG/DUEL/DUES/BTS/DUT	7,62	14,85	9,75
	Licence	8,34	15,91	10,83
	Maitrise	6,39	15,07	11,08
	BAC+5 et plus	6,54	13,29	8,31
Situation financière	Difficile	7,72	15,61	10,22
	Bonne	7,66	15,47	9,38

Source : Enquête CREMIDE 2017

On peut évaluer aussi le programme en fonction des niveaux de diplômes. Selon le graphique 1, les bénéficiaires de programme sortent plus rapidement du chômage que leurs homologues non bénéficiaires. La courbe des postulants non bénéficiaires est plus haute que celle des postulants bénéficiaires. Ce qui indique un effet positif du programme d'insertion sur la durée de chômage.

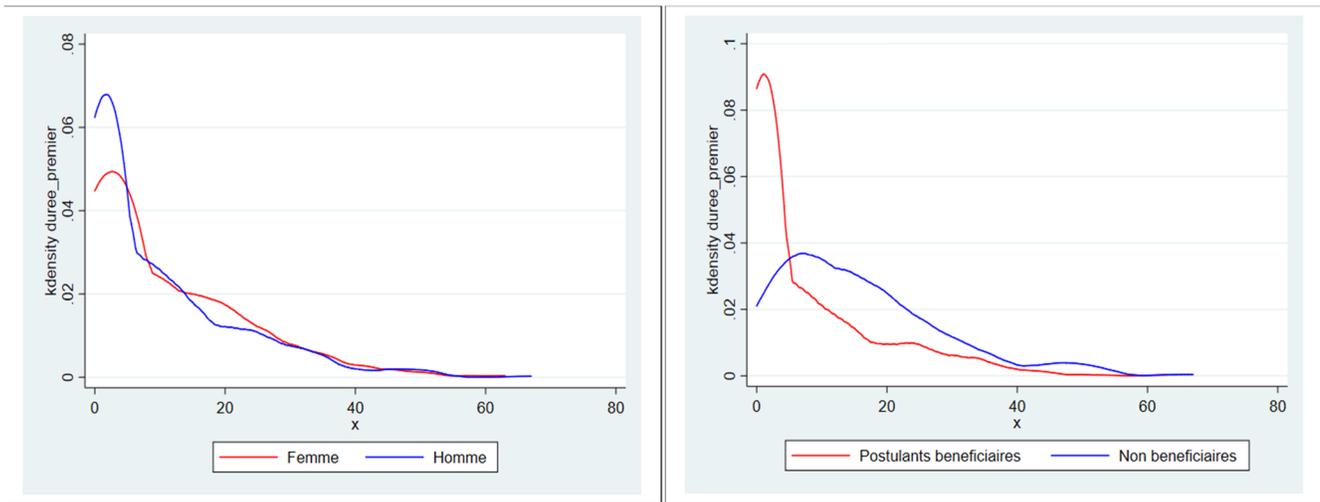
Graphique 1- Relation entre la durée moyenne de chômage et le diplôme en fonction du passage ou non par un programme d'insertion



Le graphique 2 présente la répartition de la durée du chômage selon le sexe et la participation au programme. Il stipule que les hommes connaissent davantage le chômage de courte durée que les femmes. Cela se justifie à travers le pic des durées du chômage. Toutefois, sur le côté droit de la répartition des durées, la situation des hommes a tendance à être analogue à celle des femmes à mesure que le chômage se prolonge.

Une différence significative est observée entre les postulants bénéficiaires et postulants non bénéficiaires lorsque la durée du chômage est analysée en fonction de la participation au programme (graphique, à droite). On remarque clairement à travers le pic des courbes que les postulants bénéficiaires sont plus nombreux parmi les chômeurs de courte durée. Quand la durée du chômage augmente, le pic observé sur la courbe des postulants bénéficiaires tend à diminuer pour se situer en dessous de la courbe des non bénéficiaires avant de devenir convergent.

Graphique 3- Distribution de la durée de chômage suivant le sexe et la participation au programme



Pour toutes les variables considérées dans le tableau 3, les durées moyennes du chômage des bénéficiaires sont largement inférieures à celles des non bénéficiaires. Les bénéficiaires connaissent des durées moyennes du chômage inférieures à 12 mois, alors que les non bénéficiaires enregistrent des durées moyennes de plus de 12 mois. On remarque aussi que les hommes bénéficiaires sortent plus rapidement du chômage que les femmes bénéficiaires, puisque globalement ils connaissent les durées moyennes de chômage les plus faibles.

Considérant le statut matrimonial par exemple, les hommes bénéficiaires, qu'ils soient mariés ou célibataires, sortent plus vite du chômage que les femmes bénéficiaires. Mais, tandis que parmi les hommes, les mariés enregistrent une courte période de chômage, chez les femmes, ce sont les célibataires qui trouvent plus vite un emploi.

Tableau 3- Durées moyennes de sortie du chômage des hommes et femmes selon la participation ou non au programme et leurs caractéristiques individuelles

VARIABLES	Femme		Homme		Ensemble		
	Bénéficiaires	Non bénéficiaires	Bénéficiaires	Non bénéficiaires	Bénéficiaires	Non bénéficiaires	
Tranche d'âge	[20-30 ans[8,23	14,5	6,14	13,77	6,87	13,99
	[30-35 ans[9,54	14,23	7,86	17,89	8,32	16,72
	[35 ans et plus[3,83	14,8	6,82	16,95	6,38	16,54
Statut matrimonial	Célibataire	8,62	14,55	7,75	16,7	7,99	16,15
	Marié	9,12	14,11	6,16	13,66	7,1	13,85
Diplôme	Au plus BAC	11,38	15,77	7,19	19,73	8,02	18,54
	DEUG/DUEL/DUES/BTS/DUT	7,67	13,62	7,59	15,38	7,62	14,85
	Licence	9,85	18,78	7,22	14,07	8,34	15,91
	Maitrise	7,18	18,17	5,67	14,19	6,39	15,07
	BAC+5 et plus	8,07	14	5,85	17,17	6,54	13,29
Situation financière	Difficile	8,53	14,57	7,41	16	7,72	15,61
	Bonne	9,05	14,18	7,07	16,12	7,66	15,47

Source : Enquête CREMIDE 2017

Avant d'examiner empiriquement l'effet des PAMT sur la période de chômage, l'étude met en évidence, dans cette partie, deux graphiques obtenus à partir de la méthode non paramétrique de Kaplan-Meier, fournissant les probabilités de survie en fonction du temps.

Les graphiques représentant la fonction de survivants pour tous les bénéficiaires et non bénéficiaires de programme du marché du travail et pour les hommes et les femmes montrent que les courbes de survie ne sont pas toutes parallèles (voir annexe 1). Par exemple sur la variable sexe, il y a deux périodes ([0, 10] et [15, 20]) où les courbes sont très proches l'une de l'autre. Cependant, les tests log-rank sur la variable participation et sexe sont respectivement de 0,0004 et 0,0508 (voir annexe 2). Ce qui conclut à des fonctions de survie différentes et vérifie l'hypothèse de proportionnalité dans ces deux variables.

Par ailleurs, vu que la différence visuelle des fonctions de survie suivant le sexe et la participation au programme, qui constituent les variables d'intérêt, ne peut clairement être établie, un examen séparé des fonctions de survie des jeunes hommes et des jeunes femmes puis des bénéficiaires et non bénéficiaires peut valoir la peine d'être approfondi.

Modèle d'analyse : modèle de cox à hasards proportionnels

Le modèle de Cox est l'un des modèles de survie les plus utilisés lorsque l'objectif est de mesurer l'effet des variables explicatives sur les durées (durée de vie, durée de chômage), ce que ne peuvent mesurer les méthodes non paramétriques comme celle de Kaplan-Meier. Il permet d'analyser les durées passées dans le chômage conditionnellement à un certain nombre de caractéristiques individuelles observables.

Dans cette étude, l'estimation du modèle de Cox est réalisée pour toutes les transitions (vers le premier emploi après le programme). Rappelons que ce modèle est basé sur l'hypothèse des risques proportionnels. Cette hypothèse indique que le rapport des taux de hasard entre deux individus est constant dans le temps.

Le modèle de régression des risques proportionnels de Cox (Cox, 1972), appelé modèle semi-paramétrique, indique que le taux de risque est spécifié en fonction de deux composantes :

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

Où $h_0(t)$ représente le risque de base impliquant t , mais pas X et la seconde composante implique X uniquement. $\beta = (\beta_1 \dots \dots, \beta_p)'$ est le vecteur des coefficients de régression. Ce modèle ne fait aucune hypothèse concernant la distribution du risque de base $h_0(t)$. Il peut être constant, en augmentation, en diminution, etc. Mais, on suppose que, quelle que soit sa forme, la distribution est identique pour tout le monde. Le risque doit être toujours positif pour toutes les valeurs des variables explicatives X et leurs coefficients.

La fonction de survie s'écrit :

$$S(t) = S_0(t) \exp(X\beta), \text{ avec } S_0 = \exp\left(-\int_0^t h_0(u) du\right) \text{ la fonction de survie de base.}$$

Pour estimer les coefficients β , Cox propose l'estimateur de la vraisemblance partielle.

Posons δ_i , un indicateur de censure. Il s'agit d'une variable indicatrice définie comme suit :

- $\delta_i = 1$, la durée est observée pour le i ème individu ;
- $\delta_i = 0$, l'observation est censurée à droite.

La fonction de vraisemblance complète s'écrit :

$$L_i = \prod_{i=1}^n [f_i(t_i)]^{\delta_i} [S_i(t_i)]^{1-\delta_i}$$

Supposons qu'il soit possible de déterminer N dates d'évènement (ou transitions), T_1, \dots, T_n .

Pour chaque date T_n , on détermine le nombre d'individus « à risque » R_n , tel que ces individus « survivent » dans leur situation (de chômage) au moins jusqu'à la date T_n . Si on suppose aussi qu'un seul individu vit un évènement, à chaque date T_n , la fonction de vraisemblance partielle de Cox ne prendra finalement en compte que le premier terme dans la vraisemblance complète qui suppose que les durées ne sont pas censurées⁶ :

$$PL = \prod_{i=1}^n \left[\frac{\exp(X_i \beta)}{\sum_{j \in R_{t_i}} (X_j \beta)} \right]^{\delta_i}$$

Les coefficients β sont estimés en maximisant la fonction de vraisemblance partielle. Les coefficients estimés peuvent ainsi être commentés. Et pour y parvenir, on vérifie, dans un premier temps, que le coefficient estimé, associé à une variable explicative, est significativement différent de zéro, c'est-à-dire qu'une variable explicative X a bien un effet sur le taux de hasard. Ensuite, le signe du coefficient renseignera sur le sens de cet effet.

Résultats et interprétations

Comme annoncé plus haut, l'une des principales hypothèses du modèle de Cox est la proportionnalité. Il existe plusieurs méthodes pour vérifier qu'un modèle satisfait à l'hypothèse de proportionnalité. La méthode de test choisie est celle utilisant les résidus Schoenfeld mis à l'échelle. La conclusion est que toutes les variables dépendantes du temps ne sont significatives ni collectivement ni individuellement, ce qui conforte l'hypothèse du risque proportionnel (voir annexe 3).

À la suite de l'estimation du modèle, cette partie présente successivement les résultats obtenus pour l'ensemble de l'échantillon et ceux calculés par stratification selon le sexe et la participation au programme d'emploi.

Analyse de la durée de transition pour l'ensemble de l'échantillon

Les coefficients de risque pour les variables indépendantes incluses dans l'analyse sont présentés dans le tableau 5. Les résultats montrent que le temps de chômage varie selon l'âge des jeunes. Le fait d'être jeune âgé d'au moins 30 ans augmente les chances de sortir du chômage. Bien qu'ils apparaissent « plus chers » sur le marché du travail, les travailleurs âgés sont généralement perçus positivement aux yeux des employeurs. Ils sont souvent loués pour leur assiduité, leur discipline, ponctualité et leur loyauté envers l'entreprise. Ils sont expérimentés, compétents, plus engagés et dotés de performances fiables.

Le passage par une maison de placement joue un rôle important dans la recherche d'un emploi. Un bénéficiaire de programme de l'AEJ/AGEPE a une période de chômage réduite de 71,6%. En effet, ayant bénéficié d'un accompagnement de ses structures de placement, il est mieux outillé qu'un non-bénéficiaire pour occuper plus rapidement un emploi.

Les coefficients relatifs à chacun des diplômes montrent que ce sont les diplômes les plus élevés qui ont un effet réducteur sur la durée de chômage. Les variables du capital humain

⁶ Pour l'écriture de la vraisemblance partielle dans les cas avec plusieurs individus qui vivent l'évènement ou dans le cas de la censure à droite, voir Kalbfleisch et Prentice (1980).

affectent la probabilité de recevoir des offres d'emploi en rendant une personne plus attrayante pour les employeurs.

L'état matrimonial est un facteur déterminant de la durée du chômage. Les mariés ont systématiquement plus de chance de sortir du chômage. Il est bien documenté dans la littérature que les individus, dans le processus d'embauche, profitent considérablement des avantages de la perception du mariage du côté des recruteurs. Le mariage envoie des signaux de responsabilité, de sérieux et de dévouement recherchés par les employeurs et favorise ainsi l'insertion professionnelle ou le chômage de courte durée. À cela, il faut ajouter qu'après la crise sociopolitique qu'a connue la Côte d'Ivoire en 2010-2011, les personnes mariées par rapport aux célibataires se sont trouvées en grandes difficultés, du fait de leurs charges familiales. Ainsi, afin de subvenir aux besoins de leurs familles, elles étaient plus enclines à accepter le déclassement et sortir plus vite du chômage.

Une femme mariée met plus de temps à trouver un emploi. Par rapport à une femme célibataire, ses chances d'emploi sont en moyenne réduites de 86,3%. En effet, l'offre de travail de la femme est fortement dépendante du revenu de son mari. Les femmes qui ont des caractéristiques spécifiques, comme être plus jeune, sont valorisées sur le marché matrimonial, mais sont moins attractives sur le marché du travail. Cette situation se justifie par un mécanisme de compensation de différentiels à travers lequel plus les traits de la femme sont valorisés sur le marché matrimonial, plus le mari doit compenser ces traits en lui fournissant une plus grande part des revenus (Nadler et Kufahl, 2014). Ainsi, lorsque leurs caractéristiques sont appréciées et que leurs besoins sont satisfaits dans le mariage, les femmes ont tendance à présenter une faible intensité de recherche d'emploi.

Tableau 5- Durée de transition des jeunes

Variables	t
[30-35 ans]	0,380** (0,191)
[35 ans et plus]	1,002*** (0,264)
Bénéficiaires	0,716*** (0,178)
DEUG/DUEL/DUES/BTS/DUT	0,051 (0,184)
Licence	0,180 (0,286)
Maitrise	0,821*** (0,282)
BAC+5 et plus	0,519* (0,286)
Marié	0,382** (0,184)
Homme	-0,011 (0,211)
Situation financière bonne	-0,143 (0,154)
Femme mariée	-0,863** (0,382)

Notes : significativité au seuil de 10 % (*) ; 5 % (**) et 1 % (***). Les écarts-types sont notés entre parenthèses

Durées de sortie du chômage par sexe et participation au programme d'emploi

Lorsque la différence visuelle des fonctions de survie ou la proportionnalité de certains prédicteurs (sexe, participation) ne peut être établie correctement, différentes solutions sont à envisager. Une solution consiste à stratifier sur les prédicteurs non proportionnels.

D'après le tableau ci-dessous, les différences en termes de durée du chômage entre les bénéficiaires et les non bénéficiaires de programme existent bien sur la situation financière et le statut matrimonial, tandis que des similitudes sont observées sur l'âge et le diplôme. Alors que parmi les bénéficiaires, les personnes défavorisées financièrement accèdent plus rapidement aux emplois, chez les non bénéficiaires, ce sont les mariés qui connaissent les plus courtes périodes de chômage en raison de leur sens de responsabilité et de leur maturité. Cependant, quand les deux groupes de postulants sont plus âgés ou plus diplômés, ils sortent plus rapidement du chômage.

Pour ce qui est de la stratification par sexe, on ne constate que des différences entre les jeunes hommes et les jeunes femmes. Tandis que tous les coefficients des variables sont non significatifs chez les femmes, les hommes plus diplômés, âgés, bénéficiaires de programme ou mariés accèdent plus rapidement aux emplois. Cette situation met en évidence la situation défavorable des femmes sur la période 2010-2015. Contrairement au contexte actuel du marché du travail ivoirien, la politique de genre était encore moins développée. Ce n'est qu'avec l'avènement de l'Agence Emploi Jeunes (AEJ) qui a remplacé l'AGEPE en juin 2015 que la question de genre a été progressivement prise en compte dans les programmes d'insertion. En

effet, face au chômage et la précarité des femmes, le gouvernement ivoirien à travers l'AEJ a adopté un Programme National d'Insertion Socio-Economique et d'Autonomisation de la Jeune Femme (PNISEAJF) en partenariat avec le Bureau Pays de l'Organisation Internationale du Travail. Cette quasi-absence des mesures ou dispositifs visant l'égalité professionnelle jusqu'en 2015 pourrait justifier cet avantage comparatif sur le marché du travail des hommes sur les femmes.

Tableau 6- Durées de sortie du chômage suivant le genre et la participation au programme d'emploi

	Non bénéficiaire	Bénéficiaire	Femme	Homme
t	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
[30-35 ans]	1,156***	0,164	0,475	0,350
	(0,427)	(0,216)	(0,342)	(0,232)
[35 ans et plus]	1,544***	0,789**	0,181	1,055***
	(0,493)	(0,346)	(1,069)	(0,292)
Bénéficiaires			0,417	0,823***
			(0,342)	(0,211)
DEUG/DUEL/DUES/BTS/DUT	0,668	0,034	0,172	0,021
	(0,465)	(0,208)	(0,397)	(0,210)
Licence	0,539	0,314	0,339	0,053
	(0,658)	(0,327)	(0,510)	(0,361)
Maitrise	1,380***	0,458	0,691	0,917***
	(0,499)	(0,484)	(0,568)	(0,329)
BAC+5 et plus	1,10	0,591*	0,644	0,479
	(0,681)	(0,327)	(0,620)	(0,325)
Marié	-0,984	-0,305	-0,354	0,368**
	(0,681)	(0,390)	(0,348)	(0,186)
Homme	-0,614	0,193		
	(0,401)	0,251		
Situation financière bonne	0,245	-0,340*	-0,135	-0,176
	(0,292)	(0,184)	(0,326)	(0,178)
Homme marié	2,155***	0,411		
	(0,746)	(0,452)		

Notes : significativité au seuil de 10 % (*) ; 5 % (**) et 1 % (***). Les écarts-types sont notés entre parenthèses

Conclusion

Les périodes de chômage prolongées entraînent de nombreux coûts observables aussi bien au niveau de la société que de l'individu. Cette étude a eu pour objet d'analyser l'effet des PAMT sur la durée du premier épisode de chômage après la participation au programme d'insertion des jeunes en Côte d'Ivoire. Les estimations ont été réalisées à partir du modèle de durées des risques proportionnels de Cox. Compte tenu de la difficulté d'observer la différence visuelle des fonctions de survie des variables d'intérêts (sexe, participation), l'analyse économétrique a ensuite procédé à une stratification sur ces prédicteurs.

Il ressort des résultats que les jeunes âgés, plus diplômés, bénéficiaires de programme ou mariés ont de grandes chances de sortir plus rapidement du chômage. Mais, pour ce qui est de la situation spécifique de la femme mariée, elle met plus de temps à trouver un emploi.

L'analyse selon le sexe met en évidence la situation défavorable des femmes sur le marché du travail autour des années 2015. Alors que tous les coefficients des variables explicatives sont non significatifs chez les femmes, les hommes plus diplômés, âgés, bénéficiaires de programme ou mariés accèdent plus rapidement aux emplois.

S'agissant de la participation au programme, l'étude révèle qu'un bénéficiaire de programme de l'AEJ/AGEPE réduit sa période de chômage de 71,6% par rapport à un postulant non-bénéficiaire. Les résultats de l'analyse par stratification sur la participation suivent les attentes puisque parmi les bénéficiaires, ce sont les plus défavorisés (financièrement) qui trouvent plus vite des emplois.

Références bibliographiques

Abrassart A. (2015), « Low-skill jobs or jobs for low-skilled workers? An analysis of the institutional determinants of the employment rates of low-educated workers in 19 OECD countries », *Journal of European Social Policy*, vol. 25, n° 2, pp. 225-241.

AFD, Banque Mondiale (2017), *L'emploi des jeunes en Afrique subsaharienne*, 317 p.

Armingeon K. (2007), « Active labour market policy, international organizations and domestic politics », *Journal of European Public Policy*, vol. 14, n° 6, pp. 905-932.

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).

Caliendo M. and Hujer R. (2005), *The microeconomic Estimation of Treatment effects - An Overview*, IZA Discussion Papers, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn.

Caliendo M. et Schmidl R. (2015), *Youth Unemployment and Active Labor Market Policies in Europe*, IZA Discussion Papers, Institute of Labor Economics (IZA).

Calmfors L. (1994), *Active labour market policy and unemployment-A framework for the analysis of crucial design features*, OECD Economic Studies.

Card D., Kluve J. et Weber A. (2010), « Active Labour Market Policy Evaluations : A Meta-Analysis », *The Economic Journal*, vol. 120, n° 548, pp. 452-477.

Card D., Kluve J. et Weber A. (2018), « What works ? A meta analysis of recent active labor market program evaluations », *Journal of the European Economic Association*, vol. 16, n° 3, pp. 894-931, <https://doi.org/10.1093/jeea/jvx028>

Crépon B., Duflo E., Gurgand M., Rathelot R. et Zamora P. (2013), « Do labor market policies have displacement effects ? Evidence from a clustered randomized experiment », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 128, n° 2, pp. 531-580.

Cox D. R. (1972), « Regression models and life-tables », *Journal of the Royal Statistical Society (Series B)*, vol. 34, n° 2, pp. 187-220.

Graversen B. K. et van Ours J. C. (2008), « How to help unemployed and jobs Quickly : Experimental evidence from a mandatory activation program », *Journal of Public Economics*, vol. 92, n° 10-11, p. 2020-2035.

Gregg, P. et Tominey, E. (2005), « The Wage Scar from Youth Unemployment », *Labour Economics*, vol. 12, n° 4, pp. 487-509.

Forslund A. et Vikström J. (2011), *Arbetsmarknadspolitikens effekter på sysselsättning och arbetslöshet-En översikt*, (IFAU Rapportserie), Uppsala.

Fredriksson D. (2020), « Reducing unemployment? Examining the interplay between active labour market policies », *Wiley*, vol. 55, n° 1, pp. 1-17.

Häggglund P. (2014), « Experimental evidence from active placement efforts among unemployed in Sweden », *Evaluation Review*, vol. 38, n° 3, pp. 191-216.

INS (2016), Enquête nationale sur la situation de l'emploi et le secteur informel (ENSESI), 78 p.

Iversen T. et Stephens J. D. (2008), « Partisan politics, the welfare state, and three worlds of human capital formation », *Comparative Political Studies*, vol. 41, n° 4, pp. 600-637.

Kalbfleisch J. et Prentice R. (1980), *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, Wiley, New-York.

Kluve J. (2010), « The Effectiveness of European Active Labor Market Programs », *Labour Economics*, vol. 17, n° 6, pp. 904-918.

Kouakou K. C. (2006), Insertion professionnelle des jeunes urbains et politiques actives d'emploi en Côte d'Ivoire, Thèse de Doctorat, Université de Cocody.

McCall J. [1970], « Economics of information and job search », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 84, n° 1, 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*, vol. 52, pp. 642-658.

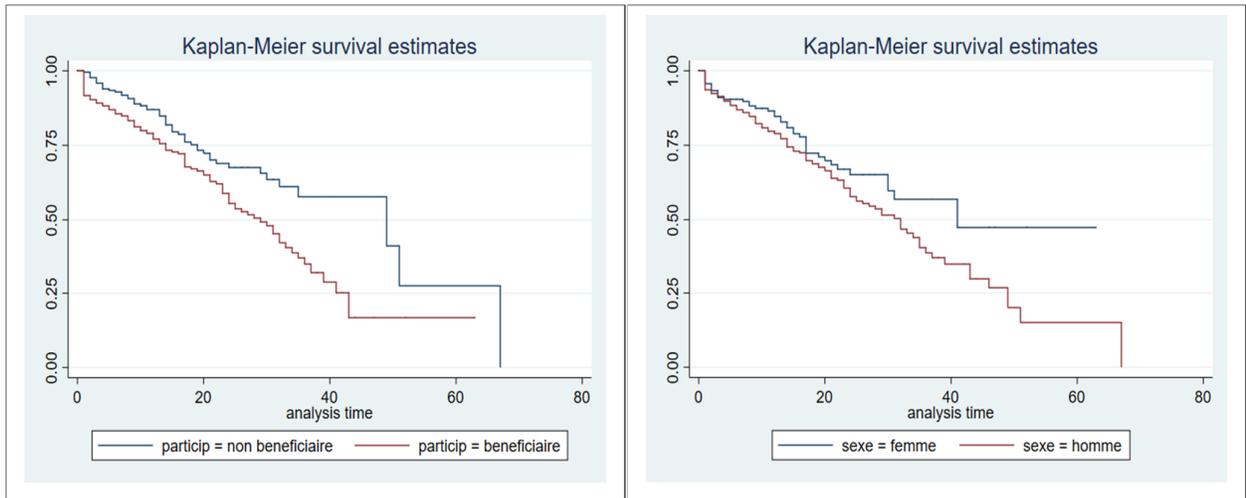
Mortensen D. T. (1970), « Job search, duration of unemployment and the Phillips curve », *American Economic Review*, vol. 60, n° 5, pp. 847-862.

Nadler T. et Kufahl M. (2014), « Marital Status, Gender, and Sexual Orientation : Implications for Employment Hiring Decisions », *American Psychological Association*, vol. 1 n° 3, pp. 270-278.

Stigler G. J. (1962), « Information in the labor market », *Journal of Political Economy*, pp. 94-105.

ANNEXE 1

Graphique A1. Fonctions de survie de Kaplan Meier suivant le sexe et la participation au programme



*ANNEXE 2**Tableau A2. Tests log rank de quelques variables explicatives*

Sexe	Events observed	Events expected
Féminin	46	58,21
Masculin	143	130,79
Total	189	189,00

chi2(1)= **3,82**
Pr>chi2= 0,0508

Participation	Events observed	Events expected
Postulants Bénéficiaires	132	108,88
Postulants non bénéficiaires	55	78,12
Total	187	187,00

chi2(1)= **12,43**
Pr>chi2= 0,0004

*ANNEXE 3**Tableau A3. Test of proportional-hazards assumption*

Variables	rho	chi2	df	Prob>chi2
Ageint	-0,074	1,130	1	0,289
Participation	0,016	0,040	1	0,836
DEUG/DUEL/DUES/BTS/ DUT	0,005	0,000	1	0,947
Licence	0,039	0,280	1	0,594
Maitrise	-0,055	0,540	1	0,461
BAC5 et plus	-0,039	0,280	1	0,596
Célibataire	0,077	1,150	1	0,284
Homme	0,011	0,020	1	0,878
Homme marié	0,072	1,030	1	0,310
GLOBAL TEST		5,160	9	0,821