



Université Cheikh Anta Diop de Dakar
Laboratoire d'Analyse des Politiques de Développement



ACTES DE LA CONFÉRENCE ÉCONOMIQUE INTERNATIONALE DE DAKAR (CEID)

*Améliorer le ciblage des politiques publiques pour une économie solide,
inclusive et génératrice d'emplois décentés en Afrique*

Université Cheikh Anta Diop de Dakar – Sénégal, 2 et 3 mai 2023

EFFETS DES POLITIQUES ACTIVES DU MARCHÉ DU TRAVAIL SUR LA DURÉE DE CHÔMAGE DES JEUNES EN CÔTE D'IVOIRE

KOUADIO CLÉMENT KOUAKOU, Département d'Economie, Université FHB, Abidjan, Côte d'Ivoire,

GNÉPA ANGE HOLO, Département d'Economie, Université FHB, Abidjan, Côte d'Ivoire,

MONNET PATRICK GBAKOU, Département d'Economie, Université FHB, Abidjan, Côte d'Ivoire

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 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 le sexe déterminent les parcours de chômage des jeunes.

MOTS-CLÉS : durée du chômage, modèle de durée, programme actif du marché du travail, genre.

Les idées et opinions exprimées dans les textes publiés dans les actes de la CEID n'engagent que leurs auteurs et ne représentent pas nécessairement celles de l'UCAD ou de ses partenaires. Aussi, les erreurs et lacunes subsistantes de même que les omissions relèvent de la seule responsabilité des auteurs.

Remerciements : Les auteurs remercient 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.

Introduction

La majorité des pays de l’Afrique Subsaharienne ne sont pas encore engagée sur la voie de l’industrialisation de sorte que les centres urbains sont toujours incapables de créer des emplois suffisants pour les nouveaux arrivants, essentiellement des jeunes, sur les marchés du travail. Comme alternative, ces jeunes qui subissent davantage le chômage et le sous-emploi, travaillent à près de 90% dans les exploitations familiales (AFD, Manque Mondiale, 2017).

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 compétence. 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 est 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 et au développement. Pour l’individu, le coût direct de la période de chômage est exprimé par la perte de revenu et par l’effet négatif à long terme sur ses performances productives. Il peut en découler un gaspillage d’argent pour les individus et pour la société surtout au niveau de l’enseignement universitaire où l’investissement éducatif s’opère sur une longue période.

En Côte d’Ivoire, l’emploi est presque exclusivement informel (93,6%) et le chômage essentiellement urbain. En effet, 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%)¹.

Afin d’améliorer les perspectives d’emploi, l’État ivoirien mobilise 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 protection sociale aux jeunes en situation de chômage (Von Wachter, 2020 ; Dhingra et Kondirulli, 2022). Elle s’exprime sous forme de formation complémentaire qualifiante, de mise en stage directe dans les entreprises afin de renforcer l’employabilité des jeunes diplômés ou de soutien à l’auto-emploi.

Ces politiques actives du marché du travail initiées depuis 1991 dans le cadre du Programme d’Aide à l’Embauche ont été mises en veilleuse suite à la crise militaro-politique de 2000 à 2011 avant d’être activées en 2012 avec le soutien financier des partenaires techniques et financiers dont la Banque Mondiale et l’Agence Française de Développement. Sur la période 2012-2015, dans le cadre de la mise en œuvre de la Stratégie de Relance de l’Emploi (SRE), le Gouvernement ivoirien a procédé à l’intensification des programmes, afin d’atteindre un maximum de bénéficiaires. Ainsi, 40,494 milliards F CFA ont pu être mobilisés au niveau des programmes d’insertion afin d’atteindre une cible de 58 085 bénéficiaires en 2015.

Deux projets phares ont été exécutés dont le Projet Emploi Jeunes et Développement des Compétences (PEJEDEC) et le Projet C2D emploi jeune. Ces deux projets avaient pour objectifs d’améliorer l’appariement sur le marché du travail en faveur des jeunes diplômés. Considérant que la position défavorisée des jeunes sur le marché du travail s’explique par la qualité de leur transition, cette étude examine la durée de temps nécessaire à deux catégories de diplômés (postulants

¹ Institut Nationale de la Statistique (INS) (2016)

bénéficiaires de programme d'insertion de l'AEJ/AGEPE² et postulants non bénéficiaires) pour sortir du chômage et accéder à un emploi.

Il s'agit essentiellement d'évaluer les programmes en comparant les résultats en termes de réduction de la durée de chômage des jeunes diplômés bénéficiaires et des jeunes diplômés non bénéficiaires. 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 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 troisième présente les données et la quatrième les résultats statistiques. Le modèle empirique et les résultats des estimations économétriques sont présentés respectivement dans la cinquième et sixième 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).

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.

Étant donné ce problème d'asymétrie informationnelle sur le marché du travail, les Services Publics de l'Emploi (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. 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 s'appliquer à des groupes de chômeurs plus ciblés en fonction du sexe et de la durée du chômage. En effet, après contrôle des caractéristiques individuelles, si la théorie du capital humain détermine les transitions professionnelles à travers les PAMT, 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) feront face à de plus grandes difficultés.

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 perçus comme des moyens pour minimiser ces risques.

Dans le monde entier, 1300 PAMT différents ont été adoptés pour améliorer les moyens de subsistance de millions de travailleurs informels et les empêcher de se retrouver au chômage de longue durée (Khamis et al., 2021). Ces mesures 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, Kluve et Weber, 2018) et au niveau macroéconomique (Abrassart, 2015 ; Boone et van Ours, 2009). 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 satisfaisants. 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 du 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. Quant à Abrassart (2015), il a constaté que l'accroissement des dépenses du SPE était 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 du chômage (Crépon, Duflo, Gurgand, Rathelot et Zamora, 2013 ; Häggglund, 2014). Celles-ci sont parfois qualifiées d'effet 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.

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, Kluve et Weber, 2010 ; Kluve, 2010).

Dans les travaux de Lalive, Van Ours et Zweimüller (2002), l'effet des PAMT Suisse sur la durée du chômage a été évalué. Il en résulte qu'à l'exception du programme de subventions salariales temporaires notamment en faveur des travailleurs étrangers, les PAMT ne réduisent pas la durée du chômage.

Particulièrement en Côte d'Ivoire, les effets des PAMT sur la durée du 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. 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 recherche observé tout en incorporant la problématique du genre et les interactions entre les sexes dans l'analyse.

Données de l'étude

Les données utilisées dans cette étude sont issues d'une enquête réalisée en 2018 par le CREMIDE dans le cadre du programme d'amélioration des politiques d'emploi des jeunes en Afrique Francophone.

Afin de retracer la trajectoire professionnelle des jeunes et effectuer une analyse rétrospective des situations professionnelles des bénéficiaires et non-bénéficiaires des programmes d'emploi jeunes, un calendrier du parcours professionnel avant et après le programme a été incorporé au questionnaire. Cette méthode permet de capter les situations professionnelles des deux catégories de jeunes composées de cohortes de postulants bénéficiaires et postulants non bénéficiaires des programmes d'emploi de l'AEJ/AGEPE entre 2012 et 2015. Les deux échantillons sont tirés à partir d'une liste d'anciens demandeurs du Programme d'Aide à l'Embauche (PAE) et plus particulièrement du PEJEDEC⁴.

Dans le premier échantillon, seuls les individus ayant bénéficié de ce programme ont été choisis et constituent l'échantillon des individus traités. Pour trouver un contrefactuel satisfaisant, comme l'exige les méthodes d'évaluation, un deuxième échantillon de postulants non bénéficiaires a

⁴ Projet Emploi Jeunes et Développement des Compétences (PEJEDEC). Le PEJEDEC est financé par la Banque Mondiale. Il vise à favoriser l'embauche des jeunes diplômés et spécifiquement à familiariser les demandeurs de premier emploi avec l'environnement du travail et à leur permettre d'avoir une expérience professionnelle en vue des opportunités à venir.

été tiré pour constituer l'échantillon témoins. 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 et la date d'entrée dans le programme.

L'étude retient toutes les périodes de chômage observées dans l'échantillon avant l'obtention du premier emploi juste 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 à la sortie du programme. L'analyse fait donc intervenir des observations censurées à droite pour certains jeunes. Cette situation intervient lorsque les sorties du chômage des jeunes ne peuvent être observées. Afin de considérer la situation des individus juste avant le programme, la date d'inscription à l'AEJ/AGEPE a été prise en compte.

Des ajustements ont été effectués afin de capter la situation professionnelle des non-bénéficiaires du programme (chômage/emploi) à la sortie du programme. Ainsi, connaissant la date d'inscription des postulants au programme et la date de sortie du programme de chaque bénéficiaire, sur la base des critères de ressemblances cités plus haut, la durée de temps entre la date d'inscription et la date de sortie du programme de chaque bénéficiaire a été ajoutée à la date d'inscription de son contrefactuel postulant non bénéficiaire correspondant. Ce qui permet de connaître la date de sortie du programme des individus non bénéficiaires, s'il avait été bénéficiaires et de faire les décomptes des situations professionnelles des individus traités et des individus de l'échantillon témoin.

Ensuite, sous forme de coupe transversale, la durée de temps entre la date de sortie du programme et celle de la survenance du premier événement professionnel (chômage/emploi) pour chaque individu traité et non traité après la sortie du programme a été calculée. Cette différence a donc permis d'obtenir les durées du chômage des bénéficiaires et non bénéficiaires de notre échantillon ayant subi des périodes de chômage à la sortie du programme.

A l'aide des différentes variables explicatives, l'article analyse l'influence de la participation ou non au programme de l'AEJ/AGEPE sur la durée en mois du premier épisode de chômage.

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 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 (PEJEDEC) (Caliendo et Hujer, 2005). Ainsi, sur une population initiale de 3 497 individus, l'échantillon utilisé contient 1 982 jeunes, dont 985 postulants bénéficiaires et 997 postulants non bénéficiaires.

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

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 lorsque la durée du chômage excède 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

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.

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 affectés avec une proportion de 48,32%. Au niveau du chômage de longue durée (plus de 3 ans), ce sont 78,13% des postulants non bénéficiaires qui sont affectés.

Tableau 1- Durées du 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
Diplôme	Au plus BAC	40,52	15,69	43,78
	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	56,80
	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 du chômage des bénéficiaires, quelle que soit la caractéristique sociodémographique considérée, demeurent nettement plus faibles que celles des non bénéficiaires.

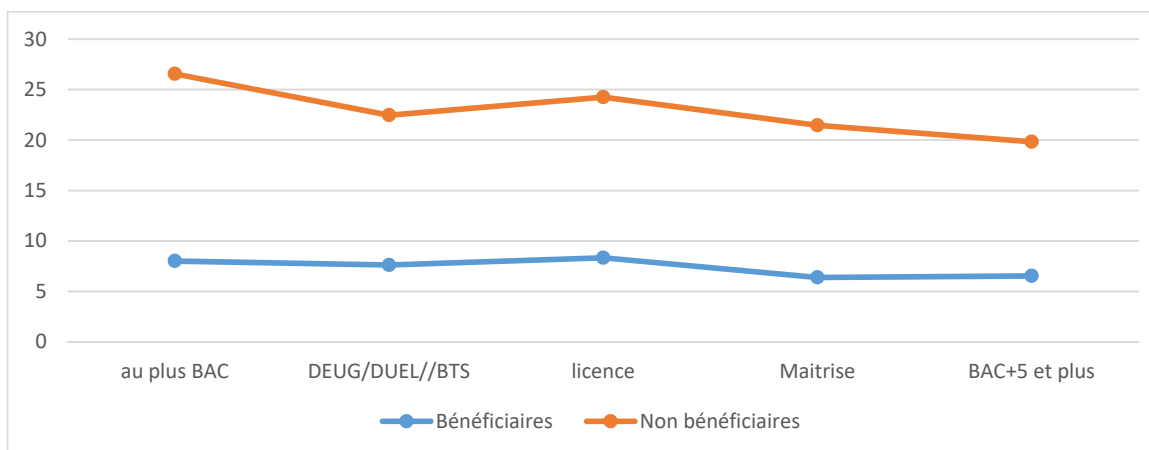
Tableau 2- Durées moyennes de sortie du chômage des postulants bénéficiaires et non bénéficiaires selon leurs caractéristiques individuelles

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

L'analyse en fonction des niveaux de diplômes montre que les bénéficiaires de programme (individus traités) sortent plus rapidement du chômage que leurs homologues non traités. En effet, 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 du chômage et le diplôme en fonction du passage ou non par un programme d'insertion

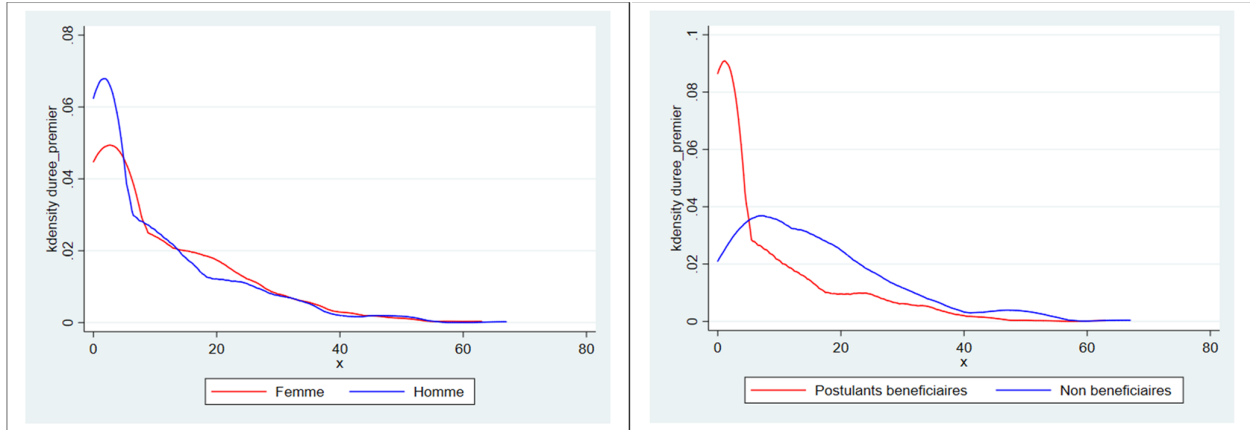


Le graphique 2 présente la répartition de la durée du chômage selon le sexe et la participation au programme. Il stipule que les hommes connaissent davantage le chômage de courte durée que les femmes. Cela se justifie à travers le pic des durées du chômage. Toutefois, sur le côté droit de la répartition 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 10 mois sauf les femmes ayant au plus le BAC dont la durée moyenne est de 11,38 mois, alors que les non bénéficiaires enregistrent des durées moyennes de plus de 13 mois avec des seuils plus élevés pour les hommes ayant au plus le BAC (19,73 mois), les femmes detenant la licence (18,78) et la maitrise (18,17). Globalement, les hommes bénéficiaires sortent plus rapidement du chômage que les femmes bénéficiaires.

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. Ce résultat pourrait s'expliquer par la capacité des femmes à développer plus rapidement un capital social en leur faveur.

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 2). 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 3). 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.

Déterminants économétriques de la durée du chômage des bénéficiaires et non bénéficiaires des PAMT

Le modèle d'analyse

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 :

$$h(t/X, \beta) = h_0(t) \exp(X\beta) \quad (1)$$

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 :

$$S(t) = S_0(t) \exp(X\beta) \quad (2)$$

Avec $S_0 = \exp\left(-\int_0^t h_0(u) du\right)$ la fonction de survie de base.

Les coefficients β sont obtenus de la manière suivante :

Pour estimer le modèle de Cox, considérons que nos données sont basées sur un échantillon de taille constituée du triplet (T_j, δ_j, X_j) , $j = 1, \dots, n$. δ_j est un indicateur de censure défini comme suit :

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

Supposons qu'il soit possible de déterminer D dates ordonnées d'évènement (ou transitions), $t_1 < t_2 < \dots < t_D$. Pour chaque date t_i , on détermine le nombre d'individus « à risque » $R_{(t_i)}$, tel que ces individus « survivent » dans leur situation (de chômage) au moins jusqu'à la date t_i . La fonction de vraisemblance partielle selon Cox, basée sur la fonction de risque (1) s'exprime alors comme suit :

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^D \frac{\exp(\sum_{k=1}^p X_{(i)k}\beta)}{\sum_{j \in R(t_i)} \exp(X_j\beta)} \quad (3)$$

Les coefficients β sont estimés en maximisant la fonction de vraisemblance partielle. Les coefficients estimés peuvent ainsi être commentés.

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 4).

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 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*, 25(2) : 225-241.

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

Armingeon, K. 2007. « Active labour market policy, international organizations and domestic politics », *Journal of European Public Policy*, 14(6) : 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. et R. Hujer. 2005. *The microeconomic Estimation of Treatment effects - An Overview*, IZA Discussion Papers, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn.

Caliendo, M. et R. Schmidl. 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., Kluge, J. et A. Weber. 2010. « Active Labour Market Policy Evaluations : A Meta-Analysis », *The Economic Journal*, 120(548) : 452-477.

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

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

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

Dhingra, S. et F. Kondirulli. 2022. « Unemployment and labour market recovery policies », *Indian Economic Review*, 57 : 223-235.

Forslund, A. et J. Vikström. 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 », *Social Policy Administration*, 55(1) : 1-17.

Hägglund, P. 2014. « Experimental evidence from active placement efforts among unemployed in Sweden », *Evaluation Review*, 38(3) : 191-216.

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

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

Khamis, M., Prinz, D., Newhouse, D., Palacios-Lope, A., Pape, U. et M. Weber. 2021. The early labor market impacts of COVID-19 in developing countries : Evidence from high-frequency phone surveys, Jobs Working Paper 58. World Bank, Washington, DC.

Kluve, J. 2010. « The Effectiveness of Kalbfleisch Kalbfleisch European Active Labor Market Programs », *Labour Economics*, 17(6) : 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*, 84(1) : 113-126.

Mooi-Reci, I. et H. B. Ganzeboom. 2014. « Unemployment scarring by gender : Human capital depreciation or stigmatization ? Longitudinal evidence from the Netherlands, 1980-2000 », *Social Science Research*, 52 : 642-658.

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

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

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

Von Wachter, T. 2020. « The persistent effects of initial labor market conditions for young adults and their sources », *Journal of Economic Perspectives*, 34 : 168-194.

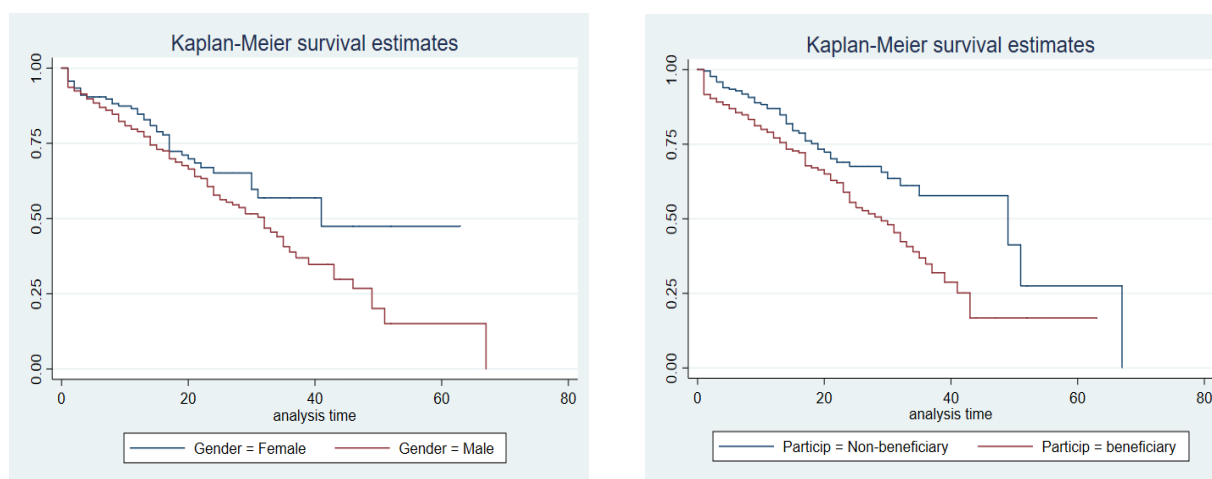
ANNEXE 1

Tableau A1 : Tests de différence de moyenne entre bénéficiaires et non bénéficiaires de programme

	Beneficiaries		Non beneficiaries		std. difference	t-value	p-value
	Mean	s.d	Mean	s.d			
Sex	1,692	0,014	1,67	0,014	0,02	-0,0685	0,2854
Age group	1,713	0,018	1,754	0,012	0,028	1,4238	0,1547
Degree	5,229	0,066	5,149	0,066	0,093	-0,8518	0,3944
Field of training	7,221	0,405	6,876	0,359	0,541	-0,639	0,5229

ANNEXE 2

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



Sex	Events observed	Events expected	Participation	Events observed	Events expected
Female	46	58,21	Beneficiary applicants	132	108,88
Male	143	130,79	Non beneficiary applicants	55	78,12
Total	189	189,00	Total	187	187,00
chi2(1)= 3,82 Pr>chi2= 0,0508			chi2(1)= 12,43 Pr>chi2= 0,0004		

*ANNEXE 4***Table 3 Test of proportional-hazards assumption**

Variables	rho	chi2	df	Prob>chi2
Age	-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
Bachelor	0.039	0.280	1	0.594
Master	-0.055	0.540	1	0.461
BAC5 and more	-0.039	0.280	1	0.596
Single	0.077	1.150	1	0.284
Men	0.011	0.020	1	0.878
Married men	0.072	1.030	1	0.310
GLOBAL TEST		5.160	9	0.821