



**Groupe d'économie
Lare-Efi
du développement**

Université Montesquieu-Bordeaux IV

Document de travail

DT/159/2010

**Politique active d'emploi et employabilité
des jeunes dans la ville d'Abidjan**

par

Clément Kouadio KOUAKOU

Maître-assistant – UFR-SEG - Université de Cocody-Abidjan



**Groupe d'économie
Lare-Efi
du développement**

Université Montesquieu-Bordeaux IV

Politique active d'emploi et employabilité des jeunes dans la ville d'Abidjan

par

Clément Kouadio KOUAKOU

Maître-Assistant – UFR-SEG – Université de Cocody-Abidjan

Résumé :

Cette étude est une contribution à l'analyse du processus d'insertion professionnelle des jeunes urbains à Abidjan. A partir d'une enquête d'insertion professionnelle, l'étude montre que les politiques d'emploi jeunes ont relativement amélioré la situation des bénéficiaires à travers des effets de travailleurs additionnels et une mobilité professionnelle relativement plus favorable. Cependant, les résultats laissent apparaître une transition chaotique des jeunes sur le marché du travail urbain en Côte d'Ivoire, mais également un ciblage imparfait dans la sélection des bénéficiaires. En effet, l'estimation d'un modèle de durée de type Weibull avec instrumentation du passage par le programme d'insertion montre d'une part que les programmes ont souffert d'un mauvais ciblage des bénéficiaires dû au fait que la sélection n'a pas tenu compte de la dépendance temporelle des jeunes aux états qui amenuisent leur employabilité comme la durée et le nombre de période d'inactivité et de chômage et la situation sociale des jeune. D'autre part, le modèle de durée réfute l'existence d'un effet significatif sur la sortie du chômage dans la situation post programme.

Abstract :

This study is a contribution to the analysis of the employability process of urban youth in Côte d'Ivoire. Through an insertion survey, the study shows that youth employment policies have relatively improved situation of beneficiaries through the effects of additional workers and occupational mobility relatively more favorable. However, the results reveal a chaotic transition of youth in the urban labor market in Côte d'Ivoire, but also an imperfect targeting in the selection of beneficiaries. Indeed, estimating a Weibull duration model with instrumentation of insertion program shows both that the programs have suffered from poor targeting of beneficiaries because the selection did not consider the time dependence on the status of youth that erode their employability such as the duration and number of periods of inactivity and unemployment and social situation of the young. On the other hand, the duration model refutes the existence of a significant effect on the exit from unemployment in the post program.

Mots-clés : chômage, évaluation, insertion professionnelle, jeunes urbains, programme

JEL classification : C13, C14, C41, J64

Sommaire

1. <i>Introduction</i> -----	2
2. <i>Du Chômage des jeunes à la politique active d'emploi : revue analytique</i> -----	3
3. <i>Données</i> -----	4
4. <i>Trajectoire professionnelle et durée de chômage des jeunes urbains en côte d'Ivoire</i> -----	5
1. <i>Durée de chômage et politique active d'emploi</i> -----	5
2. <i>La vulnérabilité au chômage des jeunes</i> -----	6
5. <i>Traitement de l'endogénéité du passage par un programme d'insertion dans l'estimation d'un modèle de durée</i> -----	9
6. <i>Résultats économétrique et discussion</i> -----	11
1. <i>Déterminants de la participation au programme d'insertion des jeunes urbains.</i> -----	11
2. <i>Estimation de l'effet des programmes sur la durée de chômage</i> -----	13
7. <i>Conclusion</i> -----	15
<i>Références bibliographiques</i> -----	16
<i>Annexes</i> -----	19

1. Introduction

Le chômage en Côte d'Ivoire est essentiellement urbain. En effet, les différentes enquêtes ménages montrent une quasi-inexistence du chômage en zone rurale. Dans les zones urbaines, les jeunes de 15 à 29 ans concentrent les plus forts taux de chômage. Cette tranche d'âge comprend principalement les demandeurs de premier emploi. La recrudescence du chômage des jeunes urbains, consécutive à l'application des Programmes d'Ajustement Structurel (PAS) a motivé des mesures d'urgence par les autorités publiques. Ces interventions ont consisté, pour la plupart, en la mise en place de stages de formation, des subventions temporaires à l'embauche, de contrats d'apprentissage et des formations complémentaires. L'application de ces politiques, dites politiques actives d'emploi est une reconnaissance implicite de la vulnérabilité des jeunes sur le marché du travail et constitue une évolution qualitative dans la politique publique en faveur de cette tranche de la population.

En Côte d'Ivoire, ces mesures ont débuté vers les années 1985 avec la mise en œuvre de la politique de retour à la terre qui s'est soldée par un échec du fait de son incohérence par rapport à la théorie du développement telle que développée par Harris et Todaro (1970)¹. En 1991, le Programme d'Aide à l'Embauche a été initié pour soutenir les jeunes diplômés. Piloté par le cabinet du premier Ministre, ce programme a eu une forte audience auprès des jeunes urbains. A partir de 1995, on assiste à la mise en place d'un deuxième volet appelé phase opérationnelle pour consolider le PAE afin de contenir la dégradation professionnelle de la jeunesse. Celle-ci ajoute aux mises en stage, des formations complémentaires qualifiantes. Dans la même période, le Programme d'Absorption des Jeunes Déscolarisés (PAJD) est initié en guise de soutien aux jeunes déscolarisés. On peut mentionner bien d'autres actions² contenues dans le Plan National de l'Emploi de 1995, mais en termes d'importance numérique, le PAE et le PAJD sont les programmes qui ont mobilisé plus de jeunes. Leur finalité est de lutter contre le chômage, la précarité, la pauvreté et l'exclusion par la promotion de l'insertion des jeunes.

La préoccupation dans cette étude est d'appréhender l'impact de ces deux programmes sur l'employabilité des jeunes urbains. En d'autres termes, il s'agit de voir l'effet de la politique active d'emploi sur la durée de chômage des bénéficiaires. La pertinence de cette préoccupation tient au fait que l'impact de la politique active est indéterminé dans la situation post programme. En outre, le contexte de la mise en œuvre des programmes et la situation de sortie de crise nécessite des mesures appropriées pour mieux lutter contre le chômage galopant et l'accroissement de la pauvreté urbaine (INS, 2008). Aussi semble-t-il important d'apprécier chaque programme de façon spécifique. Pour y arriver, nous analysons à partir d'une enquête d'insertion professionnelle la trajectoire professionnelle des jeunes ayant bénéficié ou non de ces deux programmes.

Bien que la littérature sur l'évaluation des politiques publiques ait fait l'objet d'un nombre conséquent de travaux appliqués pour la plupart sur des pays occidentaux (Hamalainen and Ollikainen [2004] en Finlande, Brodaty et al. [2002] en France, Lechner [1999] en Allemagne, Fredriksson and Johansson [2003] en Suède, on déplore la rareté d'études semblables consacrées au pays en développement. A ce titre, la présente étude donne lieu à la première évaluation micro-économétrique

¹ Cette théorie montre que dans le processus de développement d'un pays, le surplus de la main d'œuvre rurale migre vers les villes pour alimenter la main d'œuvre industrielle. Le contraire est un paradoxe.

² Il s'agit entre autres du Programme Spécial d'Insertion des Femmes (PSIF), du Programme de Création de Micro-Entreprise (PCME) et celui d'Insertion des Jeunes Ruraux (PIJR). L'ensemble de ces mesures a fonctionné jusqu'en 1999 avant de subir le choc de la dégradation des indicateurs économiques et le coup d'état. Le dernier en date, initié en 2002 est le fonds de solidarité qui s'apparente aux fonds sociaux.

des politiques actives d'emploi en Cote d'ivoire. La technique d'évaluation mise en œuvre est celle de la méthodologie quasi-expérimentale et plus spécifiquement des modèles de durée à variables instrumentales tels que développés par Heckman et Robbs (1985).

2. Du Chômage des jeunes à la politique active d'emploi : revue analytique

L'évolution de la structure et de l'ampleur du chômage permet de montrer à quel point les modalités de mobilisation du travail sont défailtantes. Durant ces dernières décennies, le chômage a fortement augmenté surtout en zone urbaine. Outre la croissance de son volume, il inquiète par l'évolution de sa physionomie qui fait ressortir la dualité entre diplômés et non diplômés (Bougroum et Ibouk ; 2003). En effet, les taux de chômage les plus élevés dans les pays en développement se rencontrent parmi les plus diplômés (Kouakou, 2008 ; Domoraud, 2003 ; Kouadio, 2005 ; Njikam et al, 2001 ; Brilleau et al(idem), 2004). Au niveau structurel, l'impact des programmes d'ajustement structurel a été évoqué comme un catalyseur du chômage des jeunes en général et des jeunes diplômés en particulier (Lachaud, 1996). En diminuant le rôle de l'Etat dans l'emploi des nouveaux diplômés, la mise en œuvre des PAS dans ces pays a contribué à l'accroissement du chômage des jeunes. Cependant, la durée de chômage notamment celle des moins diplômés a été peu analysée. Cette lacune est due à l'insuffisance des données disponibles. Dans les pays développés, les déterminants de la durée de chômage des jeunes sont analysés à partir des données de panel (Vishawanath, 1989 ; Berkovich, 1990 ; Lolivier, 2000). De ces études, il ressort que la durée de chômage génère des effets de stigmatisation et nuit à la qualité de l'emploi. L'argument le plus avancé est le manque d'expérience professionnelle des jeunes, surtout des demandeurs de premier emploi. Les individus étant hétérogènes, les chômeurs aux compétences initiales moins élevées ont une probabilité de sortie du chômage plus faible. Pour prendre en compte les différentes destinations sur le marché du travail, Atkinson et Micklewright (1991) utilisent des modèles à destinations multiples ou encore des modèles de transition (Cavaco, 2004 ; Fougère et Kamioka, 2005). Ceux-ci ont l'avantage de prendre en compte les différentes sorties du chômage (CDD, CDI, emploi sans contrat ou inactivité) et les effets de la politique d'emploi.

Par ailleurs, pour analyser la durée de chômage, les modèles peuvent être paramétriques ou non. Les modèles paramétriques permettent de contrôler la présence d'hétérogénéité observée et non observée. En effet, l'hétérogénéité peut être ex ante, comme la durée de chômage ou la durée d'inactivité. On parle alors de dépendance d'état qui peut être temporelle ou pas. Il est montré que les chances de sortie du chômage sont fonction décroissante de leur durée (Vishawanath, 1989 ; Van den Berg, Gerard J., 1994). En partie, ce phénomène est imputable à la présence d'un effet de stigmatisation qui réduit le nombre d'opportunités d'emplois pour les chômeurs de longue durée (Berkovich, 1990). Fougère et Kamioka (2005) dénoncent un biais de dépendance temporelle négative de la fonction de risque de sortie du chômage. Cette situation est connue sous l'appellation de phénomène « *mover-stayer* ». Son existence induit la nécessité de contrôler l'hétérogénéité individuelle tant observée que non observée. On peut y arriver par l'utilisation d'un modèle mélangeant ou d'un modèle constant par morceau.

Cependant, l'inexistence de données de panel dans les pays en développement oblige, la plupart des analyses à utiliser des données transversales. Ce qui permet de mettre en exergue l'impact des caractéristiques environnementales et individuelles des jeunes sur leur sortie du chômage. Des études révèlent par exemple que la durée de chômage augmente avec l'âge (Kouakou, 2008). Par contre, les jeunes sont les plus affectés par le chômage urbain et la précarité de l'emploi. Toutes choses qui amenuisent leur capital humain.

Comme solutions à la précarité des jeunes sur les marchés du travail urbains, des politiques d'emploi sont souvent initiées. Elles ont pour but essentiel d'améliorer leur employabilité et repose sur une combinaison d'interventions précoces pour éviter l'enlèvement dans le chômage et de programmes « curatifs » pour certains groupes particuliers (chômeurs de longue durée). En Afrique, on peut citer le programme Maîtrisard au Sénégal, le Fonds National de l'Emploi (FNE) au Cameroun, le Plan d'Action-Emploi (PAE) au Maroc, le Programme Emploi Jeune (PEJ) au Mali et le Programme d'Emploi jeune (PEJ) en Algérie. La plupart de ces politiques bien qu'étant très ambitieuses fonctionnent de façon discontinue car utilisées souvent à des fins de propagande politique avec des institutions fragiles et manipulables. En plus, le budget alloué à ces mesures restent dérisoire et aléatoire. Par contre, dans les pays développés, ces programmes ont été très sollicités. Dans certains pays comme la Grèce, la France et l'Italie, ils représentent respectivement 25 %, 20 % et 12% de l'emploi des jeunes (DARES, 1996). Développés au début en Suède, ces dispositifs ont été étendus à l'ensemble des pays de l'OCDE. On distingue ainsi, les programmes d'aide au premier emploi des jeunes en France, aux Etats-Unis et en Angleterre, le « Work experience program » en Irlande, les programmes de subvention à l'embauche et les chances s'insertion en Suède, les jobs corps aux Etats-Unis, etc. Depuis, 2008, un nouveau concept a fait son apparition sur la scène internationale pour prévenir le chômage potentielle des individus victime de licenciement. Il s'agit de la flexicurité dont une application est faite au Pays Bas avec l'adoption en 1999 de la loi sur la flexibilité³ et la sécurité (Barbier, 2007).

Les exigences de viabilité et d'efficacité imposent une évaluation de l'impact de ces mesures publiques sur les bénéficiaires. Les nouvelles méthodes utilisées sont axées sur les évaluations expérimentales et quasi-expérimentales avec pour point focal la correction des biais de sélection (Brodady, Crépon, Fougère, 2002). Cependant, les approches diffèrent selon la méthode de correction des biais et les variables de résultat. En effet, si certaines études se focalisent sur le salaire et l'obtention d'un emploi, beaucoup d'autres utilisent le critère de trajectoire professionnelle comme principe d'évaluation. Les recherches menées (Gritz, 1993; Pénard et Sollogoub, 1995; Ham et Lalonde, 1996; Bonnal et al., 1997; Kamionka 1999 ; Fougère et Kamionka, 2005) utilisent des estimations de modèles de transition sous forme réduite.

Dans la présente étude, compte tenu de la nature transversale des données, un modèle de durée à variable instrumentale sera utilisé pour capter l'impact des mesures jeunes sur la durée de chômage. Une analyse statistique de la trajectoire professionnelle des jeunes sera faite avant d'estimer l'effet de la politique active d'emploi sur la durée de chômage.

3. Données

La source principale de donnée de ce travail est constituée de données primaires émanant d'une enquête d'insertion professionnelle réalisée dans la ville d'Abidjan. Ce choix réside au fait que la ville d'Abidjan à elle seule explique près de 75 % du chômage national et concentre près de 80 % des bénéficiaires des programmes jeunes. L'échantillon est de 735 jeunes dont 165 bénéficiaires des programmes d'insertion professionnelle (Programme d'Aide à l'Embauche (PAE) et Programme d'Absorption des Jeunes Déscolarisés (PAJD)). Cette taille est basée sur la précision acceptable surtout quand les moyens sont limités (Ardilly, 1994). Pour l'échantillon des non bénéficiaires, le

³ Bien que le Danemark soit toujours cité comme le modèle de la flexicurité, c'est originellement aux Pays-Bas que le terme s'est développé avec l'adoption en 1999 de la loi sur la flexibilité et la sécurité qui a réformé en profondeur le travail à temps partiel, le travail intérimaire et les droits de protection sociale associés (Barbier, 2007). S'appuyant sur les résultats de plusieurs études, on démontre qu'il existe une sorte de seuil, situé aux alentours d'une dizaine d'années de permanence dans l'emploi, au-delà duquel tant les aspirations et la motivation du travailleur que la productivité stagnent puis s'amenuisent. Ils suggèrent donc que c'est aux alentours de ce seuil de dix ans que devraient être envisagées et organisées les transitions, mais que le faire avant serait contre-productif tant pour les entreprises que pour les travailleurs (Peter AUER et Bernard GAZIER (2006), *L'introuvable sécurité de l'emploi*, Paris : Flammarion, 2006, 193 p., ISBN : 978-2-0821-0575-0).

tirage a été effectué à deux degrés. Au premier degré, 50 îlots de façon aléatoire ont été sélectionnés à partir du Recensement Général de la Population et de l'Habitat (RGPH) et 12 individus ont été tirés dans chaque îlot selon la méthode des pas tel que appliquée par l'Institut National de la Statistique (INS).

Afin de trouver un contrefactuel satisfaisant comme l'exige les méthodes d'évaluation, il est sélectionné des jeunes urbains, de 15 à 34 ans, ivoiriens, au moins de niveau CM2, qui ont achevé leurs études entre 1995 et 1998. Par rapport à la définition de base de la jeunesse dans le début de l'étude à savoir les individus dont l'âge est compris entre 15 et 29 ans, nous avons avancé la limite supérieure à 34 ans en considérant qu'un jeune qui avait 29 ans en 1998 a 34 ans en 2004. Pour chaque jeune, il est établi un calendrier du parcours professionnelle qui vise à appréhender le parcours professionnel de l'individu.

D'autres sources secondaires sont utilisées. Il s'agit d'abord des quatre enquêtes sur le niveau de vie des ménages (ENV 1993, 1995, 1998, 2002) utilisées pour l'analyse de l'évolution du chômage et de la durée de chômage. On utilise également les données relatives aux deux programmes étudiés.

4. Trajectoire professionnelle et durée de chômage des jeunes urbains en Côte d'Ivoire

1. Durée de chômage et politique active d'emploi

L'analyse de la durée du chômage permet de connaître l'ampleur de ce phénomène qui concerne de façon générale toutes les personnes ayant vécu au moins une année de chômage. Elle permet également d'analyser son impact sur l'employabilité des individus victimes du chômage. L'application de cette définition montre que le chômage en Côte d'Ivoire est essentiellement de longue durée. En effet, la durée moyenne de chômage est de 55 mois en 1998, 53 mois en 2002 et 46,7 en 2008. A cet effet, quatre constats majeurs se dégagent de l'analyse de la durée de chômage des jeunes en Côte d'Ivoire. D'abord, Abidjan renferme le plus grand nombre de chômeurs de toute catégorie. On y trouve pratiquement les trois quarts des chômeurs urbains jeunes. Ensuite, on constate que la proportion des chômeurs à Abidjan a diminué alors que celle des autres villes a augmenté entre 1998 et 2002. Enfin, la contribution du chômage de longue durée dans le chômage global des jeunes urbains est de 78,8 % en 1998 et 81,8 en 2002, et 65,29 % en 2008 (Tableau A2). Cette forte diminution est due au nombre de plus en plus croissant de jeunes diplômés déversés chaque année sur le marché du travail. Cependant, la durée de chômage diminue avec le niveau du diplôme (Kouakou, 2006, AGEPE, 2008). En outre, il est montré qu'à diplôme égal, les jeunes mettent moins de temps à trouver un emploi que les adultes. Par contre, parmi les chômeurs de longue durée, il y a autant d'hommes que de femmes à Abidjan en 2008 (AGEPE, 2008).

La forte contribution des jeunes à la durée du chômage ont motivé les pouvoirs publics à prendre des mesures spécifiques en matière de politique d'emploi en leur faveur. La première de celle-ci a été le programme d'aide à l'embauche (PAE). Il vise l'insertion professionnelle des jeunes diplômés dans le secteur privé à travers une série d'incitations des employeurs. Dans sa phase expérimentale (1991-1992), le programme a permis la mise en stage de 1554 jeunes. Dans la seconde phase appelée « phase opérationnelle », il a été pris en compte la formation complémentaire qualifiante qui comprend trois types de formations (additionnelle, recyclage et reconversion). Cela a favorisé la mise en stage de 599 jeunes bénéficiaires et la formation de 907 jeunes. Malheureusement, les contraintes budgétaires suivies du coup d'état de Décembre 1999 ont entraîné un dysfonctionnement total du programme depuis cette date.

La seconde mesure a été le PAJD créé en 1996 et piloté par l'Agence Nationale de la Formation Professionnelle (AGEFOP). Sa création se fonde sur le constat de l'accroissement continu des jeunes déscolarisés. L'intérêt principal du Programme est de favoriser la diminution du risque de

délinquance, de criminalité et des perturbations sociales. Il vise l'insertion des jeunes en rupture scolaire par le biais de la formation qualifiante de courte durée. Cependant, le programme ne vise que l'auto-emploi et de ce fait ne privilégie pas le côté diplômant de la formation. Il fonctionne sur deux projets : La formation par apprentissage et la formation à distance aux métiers de l'électricité et de l'électronique. Le premier projet a formé 5 552 jeunes sur la période 1995-2000. Pour le second, 1300 jeunes déscolarisés étaient en formation en 1999. Toutefois, le programme n'a connu qu'une seule génération car après la première cohorte de jeunes retenus, aucune autre sélection n'a été faite. D'ailleurs, la deuxième étape du programme à savoir l'aide à l'installation des jeunes a été complètement ignorée.

Après cette brève présentation des deux programmes, une des questions qui se poserait est de savoir leur effet sur la durée de chômage. Au niveau statistique, il a été procédé à l'analyse de la mobilité des jeunes sur le marché du travail. En effet, certains bénéficiaires ont été insérés et d'autres non. En conséquence, il a été analysé la fréquence et la durée dans les différents états professionnels.

2. La vulnérabilité au chômage des jeunes

Beaucoup d'études⁴ ont analysé la transition des jeunes sur le marché du travail. Ces études distinguent plusieurs états sur le marché du travail (chômage, inactivité, emploi sur CDI, emploi sur CDD). Elles analysent ensuite les probabilités de transition d'un état à un autre et la durée moyenne des épisodes dans chaque état. Cette probabilité est mesurée par le taux de transition d'un état à un autre soit le pourcentage de personnes subissant la transition. C'est le pourcentage de personnes dans un état à la période (t) et qui se retrouve dans un autre état à la période (t+1). Sur la base de ce principe, il a été appréhendé sur la période 1995-2005, les différentes situations professionnelles des jeunes et la durée passée dans chaque situation. Pour prendre en compte l'effet des programmes dans la transition professionnelle, nous avons fait l'analyse en fonction des deux échantillons (bénéficiaires, Non bénéficiaires).

L'analyse des données montre que sur l'intervalle d'analyse, le nombre maximal d'épisodes professionnels est de 8. Les bénéficiaires des programmes d'insertion passent obligatoirement par deux épisodes au moins puisque le programme n'est qu'un état transitoire. Dans l'échantillon des non bénéficiaires, 14,7 % n'ont connu qu'un seul épisode. Les forts taux de concentration de jeunes se situent au niveau des deuxièmes, troisièmes et quatrièmes épisodes. L'analyse de la transition d'un épisode à un autre permet de bien cerner la mobilité des jeunes sur le marché du travail. Si on considère les deux périodes extrêmes pendant la durée observée (première situation professionnelle du jeune sur le marché du travail et dernière situation professionnelle du jeune sur le marché du travail) on tire les conclusions résumées dans les tableaux 1 ci-dessous.

⁴ On peut citer par exemple et parmi bien d'autres les études de Fougère et Kamionka (1992a), Florens, Fougère et Kamionka (1990), Lollivier (2000), Gautié (2009).

Tableau 1: Probabilités de transition professionnelles des jeunes

		Premier Episode professionnel					
		Stage	Emploi	Chômage	Inactivité	Programme	Total
Dernier épisode professionnel							
Echantillon Bénéficiaires N = 165	Stage	0,0000	0,0000	0,0065	0,0065	0,0129	0,0258
	Emploi	0,0903	0,0323	0,1355	0,1290	0,3161	0,7032
	Chômage	0,0194	0,0065	0,0000	0,0710	0,1677	0,2645
	Inactivité	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0065	0,0065
	Total	0,1097	0,0387	0,1419	0,2065	0,5032	1,0000
Echantillon Non Bénéficiaires N = 570	Stage	0,0057	0,0085	0,0113	0,0085		0,0340
	Emploi	0,1190	0,0708	0,0425	0,1756		0,4079
	Chômage	0,0793	0,0255	0,1161	0,1728		0,3938
	Inactivité	0,0312	0,0227	0,0085	0,1020		0,1643
	Total	0,2351	0,1275	0,1785	0,4589		1,0000

Source : auteur

L'examen du tableau laisse apparaître des effets de travailleur additionnel⁵ (20,65%) au niveau des bénéficiaires. Cet effet est de 35,69 % au niveau des non-bénéficiaires. Par contre dans 10,20 % des cas, au niveau des non bénéficiaires, des jeunes inactifs n'ont pu sortir de leur situation d'inactivité. Les cas de chômeurs découragés sont très marginaux et se manifestent chez les non bénéficiaires. On en relève seulement 0,85%. Cependant, s'il apparaît une proportion non significative de jeunes ayant transité d'une situation active à une situation inactive chez les bénéficiaires (0,65%), cette proportion semble importante dans l'échantillon des non bénéficiaires (4,23%).

Dans l'ensemble, les transitions vers l'emploi sont plus fortes chez les jeunes bénéficiaires. On note par ailleurs l'absence d'inactivité dans l'état final de ce groupe alors que cette situation demeure chez les non bénéficiaires (16,43 %).

Les situations intermédiaires⁶ de la transition comprennent 8 épisodes chez les bénéficiaires et 6 épisodes chez les non bénéficiaires. Au niveau des bénéficiaires, la situation résumée est la suivante :

- Dans 10,97 % de cas, l'entrée dans un programme a été un moyen de sortir du chômage. Dans les épisodes qui suivent la sortie des programmes, la situation n'est pas toujours favorable. Dans 14,84 % des cas, l'issue du programme est un chômage, Cette proportion va diminuer dans le deuxième épisode pour s'annuler dans le troisième ;
- La transition des jeunes des stages vers l'emploi est importante au niveau des épisodes 2, 3, et 6. Par contre, dans le troisième épisode, on note des cas marginaux de chômeurs découragés (chômage-inactivité) de 0,65 %. Le contexte de la crise économique, politique, sociale et militaire que vit la Côte d'Ivoire pourrait expliquer la précarité de cette situation ;
- Les individus passés par plus de 6 épisodes ont du mal à sortir du chômage. Ils demeurent sur le marché du travail toujours en quête d'une situation meilleure et transitent entre stage, chômage et emploi de courte durée. Cette situation s'apparente à un effet de stigmaté.

Pour les non bénéficiaires, dans le troisième épisode, les probabilités de transition vers l'emploi et les stages ont diminué au profit des probabilités de transition vers le chômage et l'inactivité (39,51 et 10,24 contre 33,17 et 17,07). Cette situation est due au fait que 13,98 % ont perdu leur emploi et 8,86 % des travailleurs ont basculé dans l'inactivité.

⁵ (Inactivité – emploi de 12,90 %, inactivité – chômage de 7,10 % et inactivité – stage de 0,65 %). On parle d'effet de travailleur additionnel lorsque des chômeurs découragés (individus inactifs sur le marché du travail parce que fatigué de chercher du travail ou découragé après plusieurs recherches infructueuses et n'espérant plus avoir la chance de décrocher un emploi) décident de mener des investigations pour avoir du travail lorsque les signaux du marché du travail sont favorables.

⁶ Voir les tableaux 6 et 7 de l'annexe 4 A.

En termes de fréquence et de durée dans les différents états professionnels, les résultats sont consignés dans le tableau ci-dessous.

Tableau 2 : Fréquence et durée dans les différents états professionnels

	Situation sur le marché du travail	Inactivité	Chômage	Activité
Fréquence dans l'état	Bénéficiaire	0,22	0,47	1,59
	Non Bénéficiaires	0,51	0,43	1,45
Durée dans l'état en mois	Bénéficiaire	5,59	9,02	9,02
	Non Bénéficiaires	15,86	8,03	8,03

Source : Auteur

L'analyse du tableau montre que la vulnérabilité au chômage des bénéficiaires n'est pas faible par rapport aux non bénéficiaires. Une interprétation en termes d'appariement est qu'il faut un temps minimum de recherche pour trouver le bon emploi. Par conséquent, Le passage par le programme améliore la qualité de l'appariement. En fait, il favorise la confrontation entre l'offre et la demande de travail et améliore le processus de réallocation des emplois en raison d'une meilleure adaptation de la structure de la qualification à la demande.

Au niveau de la durée du chômage, les programmes n'ont pas eu de véritables effets sur la sortie du chômage si les jeunes n'ont pas été placés dans le cadre des programmes. Cela est confirmé par le test de différence de moyenne sur les durées de chômage des bénéficiaires et des non-bénéficiaires (Tableau A3). Ce résultat confirme qu'un demandeur d'emploi qui a déjà connu plusieurs épisodes de chômages antérieurs est supposé avoir une probabilité plus faible d'obtenir une offre d'emploi qu'une personne qui a connu moins de périodes de chômage. Hujer et al (1997) trouvent un résultat semblable pour l'Allemagne à partir du « German Socio-economic Panel ». Ces deux auteurs montrent ainsi que la probabilité de sortie du chômage est négativement liée au nombre total de mois antérieurs passés au chômage.

On pourrait en l'absence d'erreur d'échantillonnage conclure que les programmes d'insertion malgré les obstacles dans leur mise en œuvre ont été un moyen de sortir beaucoup de jeunes d'une éventuelle précarité. Les différents résultats ont pu montrer qu'en l'absence des programmes, la situation professionnelle des jeunes est dégradée (taux de chômage plus élevé, revenu de l'emploi très faible, taux d'activité très faible, taux d'inactivité élevé). Deux interprétations de ces résultats peuvent être envisagées. En premier lieu, il est possible que le passage par un programme permette une élévation du capital humain des bénéficiaires. En second lieu, certains bénéficiaires seraient à l'origine très employables de sorte que sans les programmes, ils auraient pu s'insérer très facilement.

La première interprétation est peut être réaliste dans la mesure où le but premier des programmes est l'amélioration de l'employabilité des jeunes sans expérience professionnelle. Mais cette hypothèse n'est véritablement réaliste que si le passage par le programme est aléatoire et ne souffre donc d'aucun biais de sélection. Ce qui ne semble pas le cas. En effet, certains résultats semblent montrer l'intervention d'autres facteurs dans la dynamique d'insertion professionnelle des bénéficiaires des programmes telles que les réseaux de connaissance, la situation familiale du jeune ou même les caractéristiques individuelles observables du jeune. On rappelle que des résultats contraires montraient des effets de stigmatisation des bénéficiaires des programmes d'insertion (Aucounturier, 1994 ; Bonnal et al. 1994). D'une part, le passage par un programme d'insertion a été assimilé à un passage par un « mauvais emploi ». Ce passage a été interprété en termes de filtre ou de signalement. Dans ce cas il n'agit nullement sur les capacités productives, mais permet de signaler les plus doués et les moins doués. En terme de signal, les individus ne peuvent plus accéder aux bons emplois du

secteur primaire non pas en raison d'une accumulation du capital humain objectivement trop faible, mais en raison d'une employabilité supposé, interprété comme trop faible par les employeurs. Le programme agit donc comme un signal de faible employabilité (Spence, 1973). Il est enfin montré que le passage par les dispositifs ne permet pas une élévation de la formation, et donc du capital humain.

La deuxième hypothèse semble assez réaliste si on s'appuie sur l'hypothèse des réseaux, mais doit être testée. Dès lors ces résultats statistiques deviennent insuffisants pour juger de l'efficacité des programmes. Aux problèmes de causalité, s'ajoute celui des biais de sélection si on considère que l'entrée dans un programme d'insertion est guidée par certaines caractéristiques observées et inobservées du jeune. La section suivante tentera de nous situer sur nos présomptions.

5. Traitement de l'endogénéité du passage par un programme d'insertion dans l'estimation d'un modèle de durée

L'évaluation de l'impact du passage par un programme d'insertion sur la durée du chômage n'a fait l'objet que de peu de travaux appliqués dans les pays en développement pour deux raisons essentielles. D'une part, les pays en développement n'ont pas la culture d'évaluation des programmes sociaux, surtout en ce qui concerne l'impact sur les bénéficiaires. D'autre part, la mise en œuvre de programme d'insertion en Afrique sub-saharienne est souvent incomplète pour intégrer un volet évaluation d'impact. Enfin, l'évaluation se heurte à des problèmes économétriques complexes liés à la combinaison des spécificités de l'analyse de durée et de la simultanéité des processus de décision sous-jacents. Nous donnerons tout d'abord un aperçu des problèmes économétriques soulevés dans la littérature dans le cas d'un modèle de durée avec une variable endogène avant de présenter la méthode économétrique que nous retiendrons dans le cadre de cette étude.

Le traitement de l'endogénéité d'une variable indépendante est un aspect central de l'étude de Green et Hendershott (2001b) conduite sur des données américaines afin d'examiner l'influence de la propriété immobilière sur la durée des épisodes de chômage. Les auteurs s'y prennent en adoptant un modèle de durée à deux régimes dans lequel les choix effectués par les individus quant au mode d'occupation du logement sont représentés par des variables latentes fonction de caractéristiques individuelles. Deux équations de durée du chômage, l'une pour les propriétaires, l'autre pour les locataires, sont donc estimées simultanément en contrôlant l'endogénéité du statut résidentiel par l'introduction du ratio de Mill spécifique à chaque équation. Les résultats confirment l'endogénéité de la variable de statut résidentiel et aboutissent à un effet négatif de celle-ci sur le taux de sortie du chômage. Cette technique comme le mentionne Brunet et Lessueur (2004) présente l'avantage de mettre au premier plan le problème de l'endogénéité et d'y apporter un traitement largement adopté dans la littérature à travers la méthode suggérée par Heckman. Cependant, l'introduction du ratio de Mills dans une équation de durée afin de tenir compte de l'auto-sélection individuelle implique une spécification particulière du modèle (à savoir un modèle de vie accélérée) et l'imposition de la loi normale sur les résidus. Par ailleurs, les estimations réalisées par Green et Hendershott ne prennent pas en compte la censure de certaines observations de la durée, qui représentent pourtant jusqu'à 20% de l'échantillon utilisé: les observations censurées sont traitées comme des épisodes complets ou simplement supprimées ; ce qui pose alors un autre problème de biais d'attrition⁷ (Brunet et Lessueur, op cit). Plus généralement, tenir compte de l'existence de la sélection des individus par la spécification d'un modèle de durée à deux régimes rend particulièrement complexe l'écriture de la fonction de vraisemblance. En se référant à la spécification suggérée par Heckman et Borjas (1980) dans le cadre de durées complètes, les auteurs ont contourné cette difficulté en retenant une spécification linéaire logarithmique de la durée, conditionnelle à la densité générée par une loi de Weibull.

⁷ Ils sont dus à des différences entre les groupes initiaux et les groupes finaux, liés à des sorties d'essai ou des interruptions de traitement.

Face aux difficultés et aux fortes restrictions prévalant à l'estimation simultanée d'un modèle de durée à deux régimes tenant compte de la censure, nous avons retenu une méthode d'estimation plus flexible permettant de contrôler l'endogénéité du passage par un programme d'emploi et d'évaluer son impact sur la durée des épisodes de chômage. La méthode économétrique retenue est directement inspirée de la procédure suggérée par Heckman et Robb (1985) face au problème d'auto-sélection. Le passage par un programme d'insertion est déterminé par une équation de sélection conditionnant le bénéfice d'un programme (variable latente T_i^*) aux caractéristiques individuelles Z_i .

T_i^* représente le différentiel d'utilité expérimenté par un individu considérant alternativement l'utilité associée à la participation à un programme, soit U_p , et l'utilité associée à la non participation, soit U_{NP} .

$$\text{On a : } T_i = U_p - U_{NP} = \alpha Z_i + v_i \text{ ou } v_i \mapsto N(0, \sigma_u) \quad (1)$$

Et on observe:

$$T_i = 1 \Leftrightarrow T_i > 0 \quad \text{ou} \quad T_i = 0 \Leftrightarrow T_i \leq 0 \quad (2)$$

La variable de sélection est ainsi instrumentée sur des variables Z_i contrôlant outre les caractéristiques individuelles, les contraintes sur le marché de l'emploi. Eu égard à la nature discrète de la variable T_i l'instrumentation est menée à partir de l'estimation d'un modèle probit. La probabilité estimée est ensuite introduite dans l'estimation finale du modèle de durée suivant:

$$DU_i = \lambda X_i + \delta \hat{M}_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

où X_i est un vecteur représentant les variables d'intérêt du modèle non contrôlées par les estimations de l'équation de sélection. L'estimation paramétrique du modèle de durée sous cette spécification permet d'obtenir des estimateurs sans biais de γ et δ .

Une préoccupation des modèles de durée relève des doutes que l'on peut émettre quand à l'uniformité de l'effet de la variable endogène que l'on veut instrumenter sur l'ensemble de l'échantillon à partir du coefficient α qui capte l'effet moyen du passage par un programme d'insertion sur toute la population. Cependant, il est plausible d'envisager que les bénéficiaires et les non bénéficiaires sont caractérisés par des effets moyens différenciés. Cette hétérogénéité paraît d'autant plus justifiée que l'on modélise bien le fait que les deux groupes ont eu des choix différenciés en fonction des gains potentiels. Dans ce type de modèle hétérogène, l'estimateur à variable instrumentale ne parvient à identifier l'effet moyen du programme que sous des hypothèses fortes et il est nécessaire de spécifier différemment le modèle afin de différencier plusieurs paramètres d'intérêt. Dans le modèle homogène, les différents paramètres sont équivalents et se ramènent à l'effet moyen sur la population (Heckman [1990], Blundell et Costa Dias [2002]).

On peut prendre en compte cette préoccupation par l'observation de l'hétérogénéité non observée. Cela suppose de considérer une fonction de survie conditionnelle à des effets spécifiques individuels inobservables v_i .

On choisit alors une forme fonctionnelle $f(v_i)$, de manière à ce que la fonction de survie conditionnelle s'écrive : $S(t|v)$. La fonction de survie totale est donnée par l'équation suivante :

$$S(t) = \int_v f(v) S(t|v) dv \quad (4)$$

L'hypothèse la plus fréquemment retenue est que v suit une loi Gamma (Cavaco, 2003) de moyenne 1 et de variance $\sigma^2 = \frac{1}{k}$, ainsi, la fonction de densité s'écrit :

$$f(v) = \frac{v^{k-1} e^{-kv}}{(k^{-1})^k \Gamma(k)} \text{ avec } \Gamma(k) = \int_0^{\infty} x^{k-1} e^{-x} dx \quad (5)$$

Sous cette forme, la loi Gamma permet de capter l'hétérogénéité inobservable. Pour le modèle de type Weibull, la survie conditionnelle dans l'état de chômage s'écrit alors :

$$S(t|v) = e^{-(v\lambda t)^p} \quad (6)$$

Les fonctions de survie et de hasard correspondantes s'écrivent respectivement (Greene, 2000) :

$$S(t) = \int_0^{\infty} \left[1 + \theta^2 (\lambda t)^p \right]^{-\frac{1}{\theta}} \text{ et } \lambda(t) = p \lambda (\lambda t)^{p-1} [S(t)]^\theta \quad (7)$$

Cette procédure présente de par sa flexibilité plusieurs intérêts certains, particulièrement bien adaptés au contexte des modèles de durée (Brunet et Lessueur, 2003). Elle est simple d'utilisation même si la question de l'obtention d'instruments valides reste cruciale comme dans toute procédure d'instrumentation. Elle offre une interprétation économique objective puisque la variable instrumentée reflétant les choix individuels devient une variable à part entière du modèle économétrique.

6. Résultats économétrique et discussion

On discutera d'abord des résultats économétriques liés à la participation aux programmes d'insertion professionnelle des jeunes avant d'aborder les résultats liés aux déterminants de la durée de chômage conditionnellement au passage par un programme d'insertion professionnelle.

1. Déterminants de la participation au programme d'insertion des jeunes urbains.

Quatre types de variables exogènes ont été utilisées dans cette estimation : (1) variable démographique (âge), (2) variables socio-économiques captées par la catégorie socioprofessionnelle des parents, (3) variable d'état (nombre d'inactivités vécues par le jeune), (4) variables éducatives (Assiduité à l'école, nombre d'année de redoublement, nombre d'années où le jeune a bénéficié d'une bourse d'étude). Ces variables ont été sélectionnées de manière à satisfaire l'indépendance conditionnelle, d'une part. Elles ont tenu compte du processus de sélection. D'autre part, pour que les attributs des variables explicatives de nos variables d'intérêt soit indépendantes du traitement, nous avons utilisé des variables décalées dans le temps. L'estimation du modèle de participation a donné les résultats résumés dans le tableau ci-dessous.

Tableau 3 : Résultats de l'estimation Probit¹ des déterminants de la participation à un programme (Robust)

Variable	Coeff	t ²	dy / dx
Variable démographique			
Age corrigé ³	0,1614	8,17***	0,0295
<i>Variable d'état</i>			
Nombre de période d'inactivité	- 0,2660	-2,02**	- 0,0487
<i>Variable socio-économique</i>			
<i>Catégorie socioprofessionnelle du père</i>			
<i>Indépendant du secteur informel (base)</i>			
Chômeur, invalide, retraité	-1,3468	-2,37***	- 0,1118
Planteur	0,4664	1,63	0,0996
Ouvrier	0,4402	1,54	0,0891
Agent de Maîtrise	0,2404	0,69	0,0496
Cadre	0,8544	2,92***	0,2112
Indépendant moderne	1,2282	3,52***	0,3748
<i>Catégorie socioprofessionnelle de la mère</i>			
<i>Indépendant informel (base)</i>			
Chômeur, invalide, retraité	0,9388	3,65***	0,1370
Ouvrière	1,0321	2,67**	0,2980
Agent de Maîtrise	1,6564	2,98***	0,5454
Cadre	1,5232	3,85***	4904
<i>Variables éducatives</i>			
Nombre d'années de redoublement	0,0702	1,02	0,0128
Assiduité à l'école	1,0575	3,25***	0,1168
Nombre d'années de bourse	0,1124	3,60***	0,0206
_cons	-6,4801	-10,71***	
Log likelihood	=	- 230,10963	
Number of obs	=	733	
Wald chi2 (16)	=	225,03	
Prob > chi2	=	0,0000	
Pseudo R²	=	0,4095	

(1) Maximum de vraisemblance; (2) t de student. Le t est le rapport entre le coefficient et l'erreur type du coefficient; (3) âge au moment de l'enquête – (2004 – année de sortie du système éducatif), permet de corriger l'effet de l'âge et de prendre en compte l'âge du jeune à la sortie du système éducatif.

Note : * = significatif à 10 % ; ** = significatif à 5 % ; *** = significatif à 1 %

Source : investigation de l'auteur

Au regard des résultats, la participation aux programmes est fortement liée à l'âge. On montre en outre que le nombre de périodes d'inactivité a un impact significativement négatif sur la participation à un programme. Il se pourrait que les jeunes inactifs vivent pour la plupart dans des conditions qui limitent leur accès à l'information sur l'existence du programme. De même, ceux dont le père est chômeur ont eu de plus faibles chances de participer aux programmes. Par contre, ceux dont les parents exercent au moins comme ouvrier ou cadre ont eu beaucoup de chance de bénéficier des programmes, sans doute grâce à un meilleur accès à l'information.

Toutes les variables éducatives influencent positivement la participation à un programme. Cela dénote d'un ciblage imparfait des bénéficiaires. Un bon ciblage nécessite par exemple l'existence de conditions minimales pour avoir accès aux programmes. Au Maroc par exemple, ne bénéficient du programme d'aide à l'emploi que les jeunes qui sont restés au moins un an dans le chômage. Une conséquence de ce mauvais ciblage pourrait être de favoriser des situations de trappe à chômage et ou de trappe à inactivité et partant de trappe à pauvreté si les plus défavorisés qui ont besoin en priorité du soutien de l'Etat manquent de chance d'accéder aux mesures.

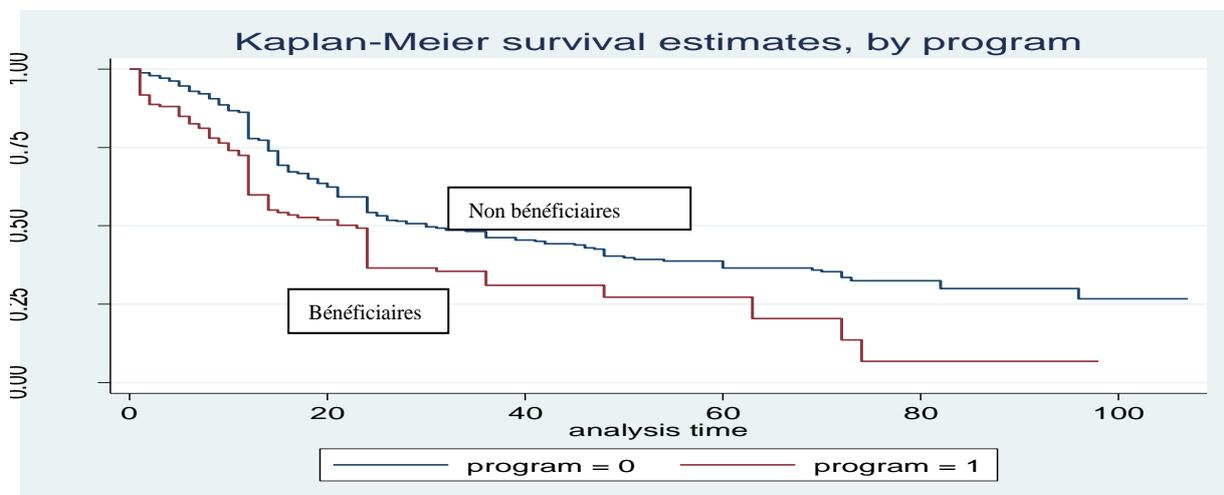
La significativité globale du modèle indique l'endogénéité potentielle de la variable reflétant la participation aux programmes. Les probabilités ainsi estimées vont être utilisées pour l'évaluation des mesures, en particulier, leur influence sur la durée des épisodes de chômage.

2. Estimation de l'effet des programmes sur la durée de chômage

Les courbes de survie de Kaplan-Meier construites dans les graphiques ci-dessous permettent d'apprécier et de comparer les survies dans les états de chômage des bénéficiaires et des non bénéficiaires des programmes d'insertion des jeunes.

L'analyse du graphique présage que les programmes ont eu un impact positif sur l'insertion des jeunes. Au niveau de l'analyse paramétrique, afin de choisir entre le modèle à risque proportionnel et le modèle à risque accéléré, nous avons effectué le test d'égalité des fonctions de survie (test de log rank ou de Wilcoxon). La significativité de la statistique du chi2 (Tableau A4 de l'annexe) conduit à rejeter l'hypothèse d'égalité des fonctions de survie entre les différents groupes. Il s'ensuit l'utilisation dans notre estimation d'un modèle de durée de type Weibull à risque accéléré.

Graphique 1 : Taux de survie dans le chômage en fonction du passage ou non par un Programme d'insertion



Source : Auteur

Pour contrôler l'hétérogénéité non observée, nous avons fait une estimation avec l'hétérogénéité non observée. Le test du rapport de vraisemblance a montré que « θ », le paramètre qui permet de tenir compte de cette hétérogénéité non observée est non significatif. Le contrôle de ce facteur d'hétérogénéité non observée permet de résoudre les problèmes d'omission de facteurs explicatifs et les problèmes d'hétéroscédasticité (Cavaco, Lessueur, Sabatier, 2004). Les résultats de l'estimation sont contenus dans le tableau ci-dessous.

Tableau 4. Résultats de l'estimation¹ des déterminants de la durée de chômage des jeunes urbains (Modèle de durée à vie accélérée de type Weibull avec instrumentation du programme)

Variable	Coeff	t ³
Variabes démographiques		
Sexe	0,052	0,39
Nombre de frères/sœurs en emploi	- 0,071	- 2,77***
Revenu par tête du ménage	-2,00e-06	- 2,39***
Variabes d'états		
Nombres épisodes d'emplois passés	- 0,56	- 10,67***
Nombres épisodes de chômage passés	0,473	2,91***
Durée épisodes de stage passés	- 0,019	- 4,42***
Variabes d'intérêt		
Programme d'insertion	- 0,23	- 0,78
Variabes éducatives		
<i>Niveau d'instruction</i>		
Primaire secondaire 1	Base	
Secondaire 2	- 0,073	- 0,42
Secondaire professionnel	0,554	1,57
Supérieur professionnel	- 0,116	- 0,50
Supérieur général	- 0,252	- 0,89
<i>Diplôme</i>	-0,372	1,89**
Méthodes de recherche d'emploi		
Relations personnelles	- 0,232	- 1,78*
Constante	5,295	19,52***
/ ln_p	0,54	7,18***
P	1,71	
1 / p	0,5845	

No of subjects = 353

Prob > chi2 = 0,000

(1) Maximum de vraisemblance; (2) Modèle à régime (3) t de student. Le t est le rapport entre le coefficient et l'erreur type du coefficient; Note : * = significatif à 10 pour cent ; ** = significatif à 5 pour cent ; *** = significatif à 1 pour cent

Source : Auteur

La préoccupation centrale étant la durée de chômage, conditionnellement au passage par un programme d'insertion, nous avons cherché dans un premier temps à analyser la causalité entre la

variable d'intérêt et la variable de résultat. Il s'ensuit un effet non significatif des programmes d'insertion sur la durée de chômage. On en déduit que les programmes n'ont pas été efficaces en terme d'amélioration de l'employabilité des jeunes comme déjà mis en évidence par l'analyse statistique. On pourrait lier ce résultat au contenu en formation non suffisant pour influencer l'appariement sur le marché du travail.

Les jeunes qui ont le plus bénéficié des programmes sont ceux qui ont eu des stages suivis d'embauche directe. Une fois sorti des programmes sans emploi, le jeune se retrouve dans les mêmes conditions que ceux n'ayant jamais participé à un programme.

Les variables favorisant la sortie du chômage sont de plusieurs natures. L'environnement socio-économique favorise la sortie du chômage à travers le revenu par tête du ménage, les relations personnelles comme méthode de recherche d'emploi et le nombre de frère et sœur en emploi. La significativité de ces variables montre le rôle du capital social sur la sortie du chômage.

Au plan éducatif, deux variables influencent la sortie du chômage. La possession d'un diplôme est un atout sur le marché de l'emploi. Par rapport à l'instruction, on remarque qu'aucune variable liée à l'instruction n'influence significativement la durée de chômage. Ces résultats pourraient confirmer l'hypothèse du filtre. En effet, ni le niveau d'éducation, ni le passage par un programme d'insertion ne sont suffisants pour sortir du chômage et ne constituent donc que de simples critères de sélection. Cependant, la possession d'un diplôme et d'un capital social contribue fortement à la sortie du chômage.

Au niveau des variables d'état, comme on peut s'y attendre, un nombre élevé de périodes de chômage stigmatise le demandeur d'emploi et réduit son employabilité. Par contre, le nombre d'épisodes d'emploi et la durée des épisodes de stage expliquent négativement la durée de chômage. On vérifie ici le phénomène de « mover-stayer » : les plus employables sortant rapidement du chômage.

7. Conclusion

L'Etat dans sa tentative de rechercher l'équité sur le marché du travail et les moyens de résorber le chômage des jeunes qui présentait un risque d'explosion sociale, a mis en place plusieurs programmes. En zone urbaine, le Programme d'Aide à l'Embauche (PAE) et le Programme d'Absorption des Jeunes déscolarisés (PAJD) ont eu un certain succès avant de sombrer avec la dégradation des indicateurs économiques suite à l'instabilité politique. L'impact de ces politiques a été analysé sur la durée de chômage des jeunes urbains à travers une enquête d'insertion professionnelle. L'analyse statistique des données de l'enquête a montré un impact positif des programmes sur l'insertion des jeunes. Ces résultats ont été soumis à réfutation à travers un modèle de durée avec instrumentation du passage par le programme d'insertion via un modèle de sélection. L'estimation de ce modèle montre d'abord que les programmes ont souffert d'un mauvais ciblage des bénéficiaires. En effet, la sélection n'a pas tenu compte de la dépendance temporelle des jeunes aux états qui amenuisent leur employabilité comme la durée et le nombre de période d'inactivité du jeune. Ensuite, l'effet du programme sur la durée de chômage est non significatif. Finalement, les programmes n'ont pas contribué à améliorer l'employabilité des jeunes urbains.

Références bibliographiques

Atkinson, A. B., Micklewright J. M. 1991, *Unemployment Compensation and Labor Market Transitions: A Critical Review*, Journal of Economic Literature, Vol. 29, 1679-1727.

Auconturier A. L. 1994, *Panels et évaluation des politiques d'emploi. Résultats, méthodes, questions*, in Damazière D., Verdier E. (eds), *Évaluation des aides publiques à l'insertion et à la réinsertion*, Journée d'études du CEREQ et du réseau des centres associés, CEREQ Document Séminaire, n°84, mai pp 237-253

Auer, P., Gazier, B. (2006), *L'introuvable sécurité de l'emploi*, Paris : Flammarion, 2006, 193 p., ISBN : 978-2-0821-0575-0.

Barbier J.-C., 2007, *Au-delà de la 'flex-sécurité', une cohérence sociétale solidaire, au Danemark*, in Paugam S., *Repenser la solidarité, l'apport des sciences sociales*, Paris, PUF, *Le lien social*, pp. 473-490.

Berkovitch, E. 1990, *A Stigmat Theory of Unemployment Duration*, In *Search Unemployment: Theory and Measurement*, edited by Yoram Weiss and G. Fishelson, pp. 20-56. London: Macmillan, 1990.

Blundell R., Costa Dias M. (2002), *Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics*, Working Paper, University College London and Institute for Fiscal Studies.

Bonnal L., Fougère D., Serandon A. (1994), *L'impact des dispositifs d'emploi sur le devenir des jeunes chômeurs, une estimation économétrique sur données*, *Economie et prévision*, n° 115 - 9994 4, p.1-28.

Bonnal, L., Fougère, D. and Serandon, A. 1997, *Evaluating the Impact of French Employment Policies of Individual Labour Market Histories*, *Review of Economic Studies*, No 64, p. 683-713.

Bougroum, M. et Ibourk, A. 2003, *Les effets des dispositifs d'aide à la création d'emploi dans un pays en développement : Cas du Maroc*, *Revue Internationale du Travail (BIT)*, Vol. 142 (2003), n° 3.

Brilleau A., Roubaud F. et Torelli C. 2004, *L'emploi, le chômage et les conditions d'activité dans les principales agglomérations de sept Etats membres de l'UEMOA, Principaux résultats de la phase 1 de l'enquête 1-2-3, de 2001-2002* », DIAL, Document de travail.

Brodaty, T. 2002, *Les effets des politiques de l'emploi en faveur des jeunes chômeurs : hétérogénéité individuelle ou multiplicité des dispositifs ? Une application des méthodes d'appariement*, EUREQua Université Paris-1, CREST-INSEE et Université Paris-9, working paper.

Brodaty, T., Crépon B., Fougère D. 2002, *les méthodes micro économétriques d'évaluation : développements récents et applications aux politiques actives de l'emploi*, mimeo, INSEE.

Brunet, C., Lesueur J.Y. 2004, *Le statut résidentiel affecte-t-il la durée de chômage ? Une estimation microéconomique sur données françaises*, *Revue Economique* Vol. 55 Num. 3, pp 569-578.

Cavaco, S. 2003, *Trajectoires individuelles des licenciés économiques : évaluation économétrique d'une politique active d'emploi*, Thèse de doctorat, Université Lumière II de Lyon.

Cavaco, S., Fougère, D. et Poujet, J. 2004, *Convention de conversion et retour à l'emploi*, *Economie et Prévision* N° 164-165-2004 / 3 – 4, pp. 93-112.

Cavaco, S. et Lesueur, J. Y. 2004, *Contraintes spatiales et durée de chômage*, *Revue Française d'Economie* Vol. 18 num. 3, pp 229-257.

Cavaco, S., Lesueur, J. Y. et Sabatier, M. 2004, *Stratégies de recherche, contraintes spatiales et hétérogénéité des transitions vers l'emploi : estimation économétrique d'un modèle structurel de recherche*, *Revue économique*, Vol. 80 n° 2-3 pp. 439-464.

- Cavaco, S., Lesueur, J. Y., Sabatier, M. 2004, *Do spatial constraints affect the job search efficiency ?* GATE, W. P. Vol. 2
- Cox, D. R., Snell E.J. 1968, *A General Definition of Residuals with discussion*, Journal of the Royal Statistical Society, Vol. 30, pp. 248-275.
- DARES 1996, *Quarante années de politiques d'emploi*, édition, la documentation Française
- Di Paola, V., Recotillet, I. 1998, *Rôle de l'hétérogénéité non observée dans le processus de sélection dans l'emploi*, document de travail GREQAM N°98B03.
- Domoraud, Z. M.- A. 2003, *Le chômage de longue durée en Côte d'Ivoire : Analyse et politique*, Thèse de Doctorat, Université Montesquieu Bordeaux IV, CED
- Fougère, D., Kamionka, T. 2005, *Econometrics of individual labor market transition*, IZA DP N° 1850, discussion paper series
- Fredriksson P. and Johansson P. 2003, *Employment, mobility, and active labor market programs*, Working Paper Series 2003 :3, IFAU - Institute for Labour Market Policy Evaluation, January.
- Gautié, J. 2009, *Le Chômage*, Collection REPERE, la découverte
- Green R.K., Hendershott P.H. 2001b, *Home-ownership and the duration of unemployment: a test of the Oswald hypothesis*, NBER Working Paper.
- Gritz, M. 1993, *The impact of Training on the frequency and Duration of Employment*, Journal of Econometrics, No.57, pp21-51.
- Ham, J.C., Lalonde, R.J. 1996, *The effect of Sample Selection and Initial Conditions in Durations Models : Evidence from Experimental Data on Training*, Econometrica, vol 64, No.1, pp 175-205.
- Hamalainen K., V. Ollikainen. 2004, *Differential effects of active labour market programmes in the early stages of young people's unemployment*, VATT Research Reports 115, Government Institute for Economic Research (VATT), December.
- Harris, J., Todaro, M. 1970, *Migration, employment and development, a two sectors analysis*, in *American economic review, march*, pp 126-142.
- Heckman, J. 1979, *Sample selection bias as specification error*, Econometrica 47: 153- 161.
- Heckman J.J., Borjas G. 1980, *Does unemployment cause future unemployment? Definitions, questions and answers from a continuous time model of heterogeneity and state dependence*, *Economica*, vol. 47, No 187.
- Heckman, J. and Robb 1985, *Alternative methods for evaluating the impact of interventions*, In *Longitudinal analysis of labor market data*, edited by J. Heckman and B. Singer, 156-246. Cambridge: Cambridge University Press.
- Heckman, J. 1990, *Varieties of Selection Bias*, *American Economic Review*, 80: 313-318.
- Hujer, R., Maurer K. O., Wellner M. 1997a, *Estimating the Effect of Training on Unemployment Duration in West Germany - A Discrete Hazard-Rate Model with Instrument Variable*, *Frankfurter Volkswirtschaftliche Diskussionsbeiträge* No. 73, Johann Wolfgang Goethe-University, Frankfurt am Main.
- . 1997b, *The Impact of Training on Unemployment Duration in West Germany -Combining a Discrete Hazard Rate Model with Matching Techniques-*, *Frankfurter Volkswirtschaftliche Diskussionsbeiträge* No. 74, Johann Wolfgang Goethe-University, Frankfurt am Main (revised version).
- INS, 2008, *Enquête de vie des ménages, ENV2008, Rapport provisoire*, Document de travail

- Kamionka, T. 1999, *Mobilités individuelles sur le marché du travail: le rôle des emplois aidés*, Communication aux XVIèmes Journées de microéconomie Appliquée, Lyon, 3-4 juin
- Kaplan E. L, Meir P. 1958, *Nonparametric estimation from incomplete observations*, Journal of the American Statistic Association, Vol. 53, No. 282 (Jun., 1958), pp. 457-481
- Kouadio, B. M. 2005, *Analyse de la pauvreté des chômeurs de longue durée en Côte d'Ivoire*, Economie Appliquée, tome LVIII, 2005, N°3 pp 105 – 127
- Kouakou K. C. 2008, *Determinants of urban youth labor supply in Côte d'Ivoire*, African Journal of Economic Policy, Vol. 15, No. 2, December, pp 29- 57
- Lachaud, J. P. 1996, *Le désengagement de l'état et les ajustements sur le marché du travail en Afrique francophone*, Genève, Institut International d'Etudes sociales.
- Lechner. M. 1999, *An evaluation of public-sector-sponsored continuous vocational training programs in east germany*, IZA Discussion Papers 93, Institute for the Study of Labor (IZA), December.
- Lolivier, S. 2000, *Récurrence du chômage des jeunes : des trajectoires hétérogènes*, économie et statistique, n° 334, 2000 – 4.
- Meyer, B.B. 1990, *Unemployment Insurance And Unemployment Spells*, Econometrica, Vol.58, n°4, pp. 757-782, July.
- Najman, B., Païthé, A. 2001, *Mobilité externe sur le marché du travail russe, 1994–1998, une approche en termes d'activité*, Revue Economique, vol. 52 n° 4, Juillet, p 861- 884
- Penard, T., Sollogoud M. 1995, *Les politiques françaises d'emploi en faveur des jeunes, une évaluation économétrique*, Revue économique, Vol 46, n°3, Mai 1995, P 549 – 559.
- Spence A. M. 1973, *Job market signalling*, Quaterly Journal of Economics, 87, p. 355-374
- Vishawanath, T. 1989, *Job search, stigma effect, and escape rate from unemployment*, Journal of Labor Economics 7 pp. 487-502.
- Van den Berg, Gerard, J. 1994, *The Effects of Changes of the Job Offer Arrival Rate on the Duration of Unemployment*, Journal of Labor Economics 12 pp.478-98.

Annexes

Tableau A 1 : Evolution du taux de chômage urbain (en %)

Groupe d'âge	1993	1995	1998	2002
15 – 29 ans	20,46	21,69	15,54	17,32
Plus de 29	7,10	5,88	6,28	8,89
Total	12,63	12,21	10,33	12,26

Source : Auteur

Tableau A2 : Répartition en % des jeunes chômeurs urbains selon la durée de chômage

		- 6 mois	6 – 12 mois	1 – 3 ans	3 – 5 ans	5 - 10 ans	10 ans et +	Total
1998	Abidjan	12,9	3,7	12,6	16,5	20,6	8,4	74,8
	Autres villes	3,2	1,3	5,5	5,0	7,7	2,4	25,2
	Total	16,2	5,0	18,2	21,5	28,3	10,9	100
2002	Abidjan	10,8	2,3	20,1	11,2	13,6	10,5	68,5
	Autres villes	4,5	0,6	7,1	8,5	6,8	4,0	31,5
	Total	15,3	2,9	27,2	19,7	20,5	14,4	100
2008	Abidjan	23,2	11,5	17,1	14,7	26,7	6,7	100

Source : Auteur

Tableau A 3 : Test de différence de moyenne sur la durée de chômage des bénéficiaires et non bénéficiaires des programmes d'insertion

Group	Obs	Mean	Std. Err	. Std. Dev	. [95% Conf. Interval]
0	206	38.3835	2.01168	28.87304	34.41726 42.34973
1	45	37.31111	3.275995	21.97604	30.70878 43.91345
combined	251	38.19124	1.750086	27.72658	34.74444 41.63803
Diff		1.072384	4.571047		-7.930461 10.07523

diff = mean(0) - mean(1)

t = 0.2346

Ho: diff = 0

degrees of freedom = 249

Ha: diff < 0

Ha: diff != 0

Ha: diff > 0

Pr(T < t) = 0.5926

Pr(|T| > |t|) = 0.8147

Pr(T > t) = 0.4074

Tableau A4 : Test d'égalité des fonctions de survie (Log-rank test for equality of survivor functions)

Program	Events observed	Events expected
0	59	82,81
1	47	23,19
Total	106	106

Chi2 (1) = 34,04

Pr > chi2 = 0,000

Tableau A5 : Prédications selon le critère informationnel d'Akaïké (AIC)⁸

Distribution	Exponentielle	Weibull	Lor normal	Log logistic
AIC	483,59535	446,22128	447,3438	446,96

⁸ Afin de comparer différentes spécifications, le critère informationnel d'Akaïke « pénalise » chaque logarithme de la fonction de vraisemblance afin de refléter le nombre de paramètres estimés dans un modèle particulier. On préfère alors le modèle renvoyant le plus faible critère informationnel, même s'il ne se produit pas la plus grande vraisemblance. Le critère d'Akaïke se définit comme suit : $AIC = -2(\log L) + 2(c + p + 1)$

ou c est le nombre de variables explicatives et p le nombre de paramètres définissant la distribution utilisée. La prédiction après les différentes estimations donne les résultats suivants. Suivant ce critère, on choisit la loi Weibull.

Tableau A6 : Résultats de l'estimation¹ de l'effet de la participation par un programme d'insertion professionnelle sur la durée de chômage (Modèle de durée de type Weibull à vie accélérée avec instrumentation du programme) avec hétérogénéité non observée

Variable	Coeff	t ²
Variable démographique		
Sexe	0,033	0,23
Nombre de frère/sœurs en emploi	- 0,086	- 2,71***
Nombre de frères et sœurs qui travaillent	-0,80e-06	- 2,13**
Variable d'état		
Nombre épisode de chômage	0,535	- 2,80***
Durée épisode de stage	- 0,019	- 4,63***
Nombre épisode d'emploi	- 0,628	-8,03***
Variables éducatives		
Niveau d'instruction		
Primaire et secondaire 2	Base	
Secondaire deuxième cycle gl	- 0,182	- 0,99
Secondaire professionnelle	0,734	1,92*
Supérieur professionnel	- 0,064	- 0,24
Supérieur générale	- 0,201	- 0,66
Diplôme	-0,350	- 1,78*
Méthodes de recherché d'emploi		
Relations personnelles	- 0,201	- 1,41
Variable d'intérêt		
Mise en stage	-0,584	- 1,68*
Passage par un programme d'insertion	-0,244	- 0,78
Constante		
	5,15	16,68
/ ln_p	0,697	5,02***
/ ln_the	- 0,405	- 0,49
P	2,01	
1 / p	0,498	
Theta	0,667	
Prob > chi2	=	0,000

Likelihood-ratio test of theta = 0: chibar2 (01) = 1,38 Prob >= chibar2 = 0,120

(1) Maximum de vraisemblance; (2) t de student. Le t est le rapport entre le coefficient et l'erreur type du coefficient;
* = significatif à 10 % ; ** = significatif à 5 % ; *** = significatif à 1 %.