

DOCUMENTS DE RECHERCHE DE L'OBSERVATOIRE
DE LA FRANCOPHONIE ÉCONOMIQUE

DROFE

DROFE no. 11

**IMPACT DES POLITIQUES PUBLIQUES D'EMPLOI SUR
LA SORTIE DU CHÔMAGE DES JEUNES AU CONGO**

Mathias Marie Adrien NDINGA

Doyen de la Faculté des Sciences économiques, Université Marien NGOUABI,
Congo

Jean Anaclet MAMPASSI

Faculté des Sciences Économiques et Laboratoire de recherches et d'études
économiques et sociales (LARES), Université Marien NGOUABI, Congo

Steffie Raynica MBOULOU

Faculté des Sciences Économiques et LARES, Université Marien NGOUABI,
Congo

MAI 2020

Observatoire de la
Francophonie économique

Université 
de Montréal
et du monde.

Observatoire de la Francophonie économique de l'Université de Montréal

L'Observatoire de la Francophonie économique (OFE) a été créé en juin 2017 par l'Université de Montréal, en partenariat avec le gouvernement du Québec, l'Organisation internationale de la Francophonie (OIF) et l'Agence universitaire de la Francophonie (AUF). Cette création s'inscrit dans le cadre de la mise en œuvre de la *Stratégie économique pour la Francophonie* entérinée lors du Sommet de Dakar, en novembre 2014.

L'OFE est constitué d'un réseau d'experts et d'expertes universitaires répartis dans plusieurs pays francophones et ambitionne de devenir un centre de calibre international d'études, de recherche et d'activités de liaison et de transfert sur la Francophonie économique.

L'Organisation nourrit un intérêt marqué pour les pays émergents et en développement, notamment ceux du continent africain.

Pour plus d'information, visitez le site : <http://ofe.umontreal.ca>

Merci aux partenaires de l'OFE :



Impact des politiques publiques d'emploi sur la sortie du chômage des jeunes au Congo¹

DROFE no.11

Mathias Marie Adrien NDINGA

Doyen de la Faculté des Sciences économiques, Université Marien NGOUABI, Congo

Jean Anaclet MAMPASSI

Faculté des Sciences Économiques et Laboratoire de recherches et d'études économiques et sociales (LARES), Université Marien NGOUABI, Congo

Steffie Raynica MBOULOU

Faculté des Sciences Économiques et LARES, Université Marien NGOUABI, Congo

Mai 2020

Résumé

La résolution du problème du chômage des jeunes constitue un défi de taille pour le Congo. Pour ce faire, ce pays a initié et implémenté une politique d'emploi dont les fonds d'appui et les programmes d'emploi constituent la pierre angulaire. L'objet de ce papier est de procéder à une analyse d'impact des politiques publiques d'emploi (PPE), tout en mettant en évidence les différences de genre. A partir d'un modèle ESR estimé par la méthode du maximum de vraisemblance à information complète pour tenir compte des problèmes de sélectivité et d'endogénéité, les résultats obtenus montrent, qu'en moyenne, un jeune, sur deux, qui participe aux PPE accède à un emploi. Les résultats ont aussi permis de mettre en évidence les différences de genre dans la mesure où l'impact des PPE au niveau des femmes est de 54%, alors qu'au niveau des hommes, cet impact est de 45% ; ce qui suggère un écart de 9 points de pourcentage entre les deux groupes. Ces résultats ont donné lieu à des implications de politique économique.

Mots-clés : Emploi, politiques publiques, jeunes, Congo

Classification JEL : J21, J08, O55

Les auteurs remercient un évaluateur anonyme pour ses remarques et suggestions. Les idées exprimées dans ce rapport sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement celles de l'OFE ou de ses partenaires. Les erreurs et lacunes subsistantes de même que les omissions relèvent de la seule responsabilité des auteurs.

¹ L'enquête de terrain à la base de ce travail a été financée par le CRDI et réalisée par le Laboratoire de recherches et d'études économiques et sociales (LARES) de la Faculté des Sciences économiques de l'Université Marien Ngouabi de Brazzaville. Les points de vue exprimés sont ceux des auteurs et n'engagent pas les deux institutions.

Introduction

Le chômage de masse dans les pays africains situés au sud du Sahara a conduit les gouvernants à mettre en œuvre les programmes publics d'emploi dédiés aux jeunes, lesquels constituent la couche de la population la plus touchée. Ces interventions ont pour fondement la théorie du changement qui envisage la manière dont un programme minimise directement ou indirectement les contraintes qui affectent l'emploi des jeunes (Piza et al, 2016). A ce sujet, les interventions dans le cadre des programmes d'emploi se situent principalement à deux niveaux. Il y a des interventions qui portent sur l'offre de travail et celles qui portent sur la demande de travail.

Les interventions relatives à l'offre de travail comme le développement des savoirs et des savoirs faire visent à rendre les jeunes plus qualifiés et compétents afin qu'ils soient aptes à répondre aux besoins des employeurs. Cette approche suppose que les emplois sont disponibles alors que les jeunes n'ont ni qualifications, ni compétences requises pour les occuper. Au sujet de la demande, il apparaît que les interventions, à l'instar des aides à la création d'emplois, visent à stimuler la demande de travail des jeunes en se fondant sur le principe selon lequel l'appareil économique ne génère pas suffisamment d'emplois susceptibles d'absorber la main-d'œuvre disponible (Fox et Kaul, 2017).

En République du Congo, le chômage des jeunes² est préoccupant, car plus de 27% des actifs de cette couche de la population sont concernés. Au niveau des hommes, ce taux est plus élevé (29%), par rapport à celui des femmes (27%). Pour faire face à cette situation, le gouvernement a initié diverses politiques d'emploi portées par différentes structures dont l'Office National de l'Emploi et de la Main-d'œuvre (ONEMO) qui est considéré comme le principal organisme en charge des questions de l'emploi au Congo et participe, de ce fait, à l'insertion des jeunes dans les sphères de l'emploi. A l'ONEMO, s'ajoutent bien d'autres initiatives sous forme de fonds sociaux et de programmes spécifiques dont le but est d'améliorer l'accès des jeunes à l'emploi.

La recherche d'une efficacité opérationnelle dans la promotion de l'emploi des jeunes a conduit des décideurs politiques à renforcer les mesures existantes. Celles-ci ont été renforcées suite à la mise en place de plusieurs initiatives, notamment les fonds sociaux et les programmes spécifiques d'emploi. Ces initiatives, qui visent l'offre et la demande de travail, portent sur l'amélioration de l'employabilité des jeunes, les aides à la création d'emplois, etc. Ainsi, l'objet de ce papier est d'évaluer l'impact de ces programmes sur l'accès des jeunes à l'emploi et de mettre en évidence les différences de genre qui existent à ce sujet.

Depuis le début des années 2000, le Congo a initié et implémenté une dizaine de programmes publics d'emplois. Seulement, en dépit de ces efforts, le taux de chômage d'ensemble (qui concerne aussi bien des hommes que des femmes) reste supérieur à 25%. Dans ces conditions, il est important de se poser les questions suivantes : quel est l'impact des programmes publics d'emploi sur l'accès des jeunes à l'emploi ? L'accès à l'emploi est-il favorisé par le fait d'être de l'un ou de l'autre sexe?

²Dans ce travail, des jeunes constituent la couche de la population âgée de 15 à 35 ans. Cette délimitation de la tranche d'âge est celle retenue par la charte de la jeunesse de l'union africaine (https://www.un.org/fr/africa/osaa/pdf/au/african_youth_charter_2006f.pdf).

Étant donné l'importance et la persistance du chômage de masse au niveau des jeunes, depuis le début des années 2000, il est soutenu dans ce travail que les programmes publics d'emplois ont une efficacité limitée sur l'accès à l'emploi. Cela s'explique, notamment, par le taux de chômage des hommes qui est supérieur à celui des femmes. Cependant, l'efficacité de ces programmes est plus perceptible au niveau des femmes qu'au niveau des hommes.

La suite de ce travail est structurée comme suit : dans la section 1, il est présenté un aperçu des politiques publiques d'emplois au Congo. La section 2 est consacrée à la revue de la littérature. La méthodologie fait l'objet d'une présentation dans la section 3. La section 4, quant à elle, porte sur la présentation et l'interprétation des résultats obtenus. Enfin, la dernière section est consacrée à la conclusion et aux implications de politiques.

1. Aperçu des politiques publiques d'emploi au Congo³

L'évolution de la situation de l'emploi au Congo suggère une délimitation en trois périodes. La première période qui commence au moment de l'indépendance jusqu'en 1985 est celle de l'emploi garanti. La deuxième période, qui s'étend de 1986 à 1999, est caractérisée par une crise de l'emploi qui revêt un caractère structurel. La dernière période qui couvre le début des années 2000 jusqu'à nos jours est marquée par des grandes actions en matière de promotion d'emploi.

La période de l'emploi garanti (1960 – 1985) : au cours de la première période qui s'étend de l'accession du Congo à l'indépendance en 1960 jusqu'en 1989, on note une absence quasi-totale de politique d'emploi, à proprement dite. Le pays venait d'être indépendant et avait des besoins de cadres qui devaient prendre le relais de l'administration coloniale. Aussi cette période est-elle caractérisée par l'accès quasi automatique des diplômés dans l'administration publique, les entreprises (publiques et privées). De plus, pendant la même période, ce pays a recouru à la main-d'œuvre étrangère afin de couvrir ses besoins, notamment dans les secteurs de l'éducation et de la santé. Le taux de chômage en 1984 était estimé à 9,7%.

La période de la crise structurelle de l'emploi (1986 – 1999) : cette période est caractérisée par une profonde crise économique ponctuée par des conflits socio-politiques en 1993, 1997 et 1998. En effet, la chute combinée du prix du baril du pétrole et du cours du dollar a plongé le pays dans une profonde crise économique aggravée par les conflits civils à répétition qui ont réduit, en lambeau, le tissu économique national. Cette situation a eu pour conséquence la montée et l'aggravation du chômage, avec un taux qui est passé de 10,5%, en 1985, à 29,9%, en 1999. Les éléments de politique d'emploi ont commencé à faire leur apparition dans les documents de politiques publiques, notamment les programmes d'ajustement structurel. Il s'agit de trois programmes d'auto-ajustement (1985-1986, 1994, 1995) et de trois programmes d'ajustement structurel ayant donné lieu à la signature d'accords avec le FMI (1986 – 1987, 1987 – 1988, 1996 – 1999). Sans avoir à proposer une véritable politique du secteur de l'emploi, ces programmes de réformes proposaient des mesures de réduction du chômage allant de la promotion des formations professionnelles et qualifiantes à la promotion du secteur privé qui devait devenir le moteur de l'emploi, à la suite des difficultés du secteur public.

³Les taux de chômage présentés dans cette section sont extraits du Rapport national sur le développement humain du PNUD (2002) et de la Banque mondiale (World Development Indicators)

Mais, la mesure la plus importante est indéniablement la création, par la loi n°03/85 du 14 février 1985, de l'Office national de l'emploi et de la main-d'œuvre (ONEMO). Cet organisme est en charge des questions d'emplois. Son public cible est constitué de jeunes de nationalité congolaise dont l'âge varie entre 18 et 35 ans porteurs d'idées de projets ou de projets créateurs d'emplois. L'ONEMO a aussi joué le rôle d'organisme public de placement sur le marché du travail.

La période de grandes initiatives en matière d'emplois (2000 – 2019) : elle est marquée par la sortie du pays de plus d'une décennie d'ajustement structurel et de l'Initiative en faveur des pays pauvres très endettés et des conflits armés. Avec un tissu économique dévasté et un chômage de masse au niveau de la couche jeune de la population, le pays s'est lancé dans l'élaboration des politiques d'emploi (Congo : politique nationale de l'emploi, 2012) dont les principales mesures sont reprises dans les programmes et plans de développement. Il s'agit du Programme intérimaire post conflit (PIPC 2000-2002), du Document intérimaire de stratégie de réduction de la pauvreté (DSRP-I, 2005 – 2007), du Document de stratégies de réduction de la pauvreté (DSRP, 2008 – 2010), du Plan national de développement (PND, 2012 – 2016) et du Plan national de développement (PND, 2018 – 2022).

En dépit de ces efforts, le chômage reste élevé, atteignant jusqu' à 20,74%, en 2012. Cette situation a conduit le pays à développé une politique d'emploi très active qui s'est manifestée par la mise en place des fonds sociaux, et de plusieurs programmes spécifiques à l'emploi dont le Programme Diplômé(s) Emploi(s) (PED) (2009–2011), le Dispositif d'Occupation des Jeunes aux Travaux d'Intérêt Public (DOJETIP) (2009) ; le Programme Auto-Emploi et Micro-Entreprise (PAME) (2009-2011) ; le Programme d'Appui au Développement des Emploi Ruraux (PADER, 2009-2011) ; le Projet de Développement des Compétences pour l'Employabilité (PDCE) ; le Programme d'Orientation Professionnelle en milieu Scolaire (OPS) ; Programme d'Appui à l'Emploi des Personnes Handicapées et des Femmes (PAEPHF) ; le Programme d'Appui au Retour des Immigrés Congolais (PARIC) ; le Projet de Développement des Compétences et des Ressources Humaines (PDCRH 2016-2021) ; le Programme Pluriannuel de Développement des Compétences pour l'Employabilité (PPDCE : 2016-2020).

Toutes ces actions en faveur de l'emploi ont nécessité des ressources budgétaires importantes et posent implicitement un problème d'efficacité du dispositif mis en place et, particulièrement, celui de son impact sur l'amélioration de la situation des jeunes sur le marché du travail qui demeure, d'ailleurs, une préoccupation centrale des autorités.

2. Revue de la littérature

Dans la littérature, la conception et l'implémentation d'un programme pour atteindre des résultats escomptés sont théorisées au moyen de la théorie du changement ou la théorie du programme au sens de Rogers (2008). Cette dernière n'est essentiellement qu'une démarche planifiée vers les résultats : elle décrit la logique, les principes et les hypothèses qui relient les apports d'une intervention, un service ou un programme aux résultats escomptés. Il s'agit, donc, d'une articulation formelle et explicite des hypothèses qui sous-tendent la justification et la conception d'un programme ou d'une intervention. Par ailleurs, cette articulation explique pourquoi il est raisonnable de s'attendre à ce que le programme apporte des changements pour les bénéficiaires.

Dans la science de l'intervention ou de la mise en œuvre, il est utile de la conceptualiser comme une « démarche vers le changement » selon laquelle les utilisateurs de services devraient voyager, passer de leurs besoins ou problèmes initiaux à des résultats positifs que le programme espère obtenir (Ghate, 2016; Hawe, 2015 ; Rogers, 2008; Renger et Hurley, 2006; Weiss, 1997). Mais, en tant que théorie, cette démarche n'offre aucune garantie d'efficacité, seulement des hypothèses. A cet effet, les programmes actifs du marché du travail sont supposés réduire le chômage des jeunes, de plusieurs façons, aux moyens d'interventions complémentaires qui peuvent être regroupées en quatre catégories, à savoir : (i) la formation et le développement des compétences ; (ii) la promotion de l'entrepreneuriat; (iii) la fourniture des services d'emploi; et (iv) les interventions orientées sur les aides ou les subventions en faveur de l'emploi.

La théorie du changement suppose que la participation aux programmes actifs du marché du travail améliore les résultats en matière d'emploi et de rémunération au niveau des jeunes. L'idée véhiculée par cette hypothèse est que les jeunes peuvent faire face à différentes contraintes qui affectent l'accès au travail salarié ou indépendant. Cependant, ces contraintes peuvent être surmontées par des interventions ciblées dans le cadre d'un programme actif du marché du travail. Aussi ces programmes visent – ils la levée des contraintes à l'accès à l'emploi liées au manque de compétences ou d'expérience professionnelle nécessaire, au manque d'informations sur les possibilités d'emploi ou au manque de connaissances sur les processus de recherche d'emploi et au faible accès à des capitaux afin de démarrer une entreprise (Robalino et al, 2013). Le succès des PAMT est conditionné par l'identification des contraintes en vue de déterminer le type d'intervention ou la combinaison d'intervention appropriée pour améliorer le niveau d'emploi au sein de la population cible.

Sur le plan empirique, la littérature sur l'évaluation des impacts des programmes actifs du marché du travail est abondante et variée. Plusieurs auteurs (Fox et Kaul, 2017 ; Kluge et al, 2017 ; Piza et al, 2016 ; Grim et Paffhausen, 2015 ; Tripney et al, 2013) ont passé en revue les travaux sur les évaluations d'impacts des programmes actifs du marché du travail à travers le monde. Ces travaux permettent de dégager des tendances qui mettent en évidence les divergences de vue sur l'efficacité des programmes actifs du marché du travail. L'un des points de discussions est l'horizon temporel à partir duquel ces programmes sont efficaces. A cet égard, divers types de programmes peuvent avoir des effets différents à court, moyen, et long, termes. Les programmes d'amélioration des compétences des jeunes semblent avoir moins de succès à court terme, alors qu'ils produisent de meilleurs résultats, à moyen et long, termes. Cette tendance a déjà été observée par Card et al (2009) qui relèvent que les programmes de formation sont efficaces à partir de la deuxième année.

Un autre point de désaccord est l'efficacité des programmes actifs d'emploi qui est tributaire de la population cible. A cet égard, Ismail (2018) note que les programmes actifs du marché du travail qui ciblent des groupes spécifiques (jeunes, personnes âgées, personnes peu qualifiées) produisent de meilleurs résultats que ceux qui ciblent tout le monde, de façon globale, selon une majorité des évaluations. La revue des travaux d'évaluation de ces programmes réalisés par Card et al (2009) suggère que les programmes qui ciblent, particulièrement, des jeunes ont un impact moins positif que les programmes non orientés vers une couche donnée de la population.

Les discussions portent aussi sur la nature et/ou les objectifs du programme. A ce sujet, certaines études montrent que les programmes actifs du marché du travail qui se focalisent sur l'octroi des aides à la création d'emploi sont efficaces pour élargir les possibilités d'emploi (Zhang, 2003),

surtout si certains groupes vulnérables (les personnes handicapées par exemple) sont concernés (Pavetti et al, 2011). Par contre, les programmes qui connaissent le moins de succès à court, moyen ou long terme sont orientés vers l'emploi dans le secteur public (Hatayama, 2018).

Enfin, à ces travaux s'ajoutent deux autres bien connus dans la littérature qui traitent respectivement du champ d'implémentation des programmes et de l'efficacité de ces derniers (programmes), selon le genre. Dans le premier cas, l'étude réalisée par Betcherman et al, (2007), à partir d'un échantillon de 289 jeunes bénéficiaires des programmes actifs du marché du travail dans 84 pays, montre que l'impact de ces programmes est plus élevé dans les pays en développement que dans les pays développés.

Dans le second cas, l'évaluation d'un programme d'amélioration des compétences pour l'emploi, en Colombie, par Attanasio et al (2008) relèvent des différences d'impact selon le genre. Les résultats obtenus par ces auteurs montrent qu'il y a un impact positif sur l'accès des femmes à l'emploi qui a été en progression de 4 à 7 points de pourcentage. Cet impact est marginal au niveau des hommes. Pour ce qu'est du revenu, l'impact est positif pour les deux genres, avec une augmentation de 8% pour des hommes contre 18% pour des-femmes. Ces auteurs attribuent cette augmentation de revenus à un plus grand accès à l'emploi dans le secteur formel.

Les travaux passés en revue, ici, suggèrent trois commentaires. Premièrement, il apparaît que l'impact des PPE varie d'un groupe de pays à un autre, d'une population cible à une autre, d'un horizon temporel à un autre, etc. Les résultats de ces différences montrent que l'impact des PPE dépend des conditions spécifiques de chaque économie. Dès lors, il est indispensable de réaliser une étude d'impact spécifique à chaque économie. A cet égard, la République du Congo constitue un champ, particulièrement, intéressant au regard de la situation de chômage massif des jeunes.

Le deuxième enseignement porte sur les différences de genre dans l'analyse de l'impact des PPE. Le marché du travail est le lieu privilégié pour observer les inégalités de genres. Les travaux passés en revue suggèrent, par ailleurs, que l'impact des PPE diffère selon que l'on considère le groupe des femmes ou celui d'hommes. Aussi, la prise en compte de la dimension genre dans l'analyse est-elle importante pour mettre en évidence les écarts entre les deux groupes et en déduire les implications de politique.

Troisièmement, cette revue de la littérature montre que les programmes sont hétérogènes et varient considérablement en termes de durée, de qualité et de contenu. Cette diversité de programmes fait qu'il est difficile de faire des évaluations générales sur les programmes qui sont efficaces pour améliorer le niveau d'emploi des jeunes. Les études d'impact ne fournissent pas d'analyse coûts-avantages parce qu'elles n'offrent pas la possibilité de déterminer la valeur de la création d'emplois. En outre, les périodes des évaluations varient. Ce qui implique que plusieurs programmes ont des résultats positifs, à court terme. Mais, on ne sait pas si l'impact peut être soutenu sur une plus longue période. Dans ce travail, les programmes qui feront l'objet d'une évaluation d'impact sont implémentés depuis une dizaine d'années ; ce qui permet de faire une analyse d'impact dans le long terme.

3. Méthodologie

Cette section commence, d'abord, par la présentation des modes d'investigation et de collecte des données. Ensuite, il est présenté la modélisation de l'impact des programmes publics sur la sortie de jeunes du chômage. Enfin, il y a la présentation et la description des données.

3.1 Modes d'investigation et collecte des données

La réalisation de ce travail a nécessité le recours à deux modes d'investigations que sont : la recherche documentaire et l'enquête de terrain. La recherche documentaire a consisté en l'exploitation des informations diverses à partir d'une analyse du contenu de la documentation disponible sur le marché du travail, en général, et l'analyse de l'impact potentiel des programmes d'emplois, au Congo, en particulier. L'exploration des informations s'est faite à travers le recensement des études, des rapports, des documents de recherche, des articles produits par différents organismes, institutions, ministères, notamment ceux du travail, de la fonction publique et des réformes administratives.

L'enquête de terrain qui nous sert d'analyse a été financée par le CRDI et réalisée par le Laboratoire de recherches et d'études économiques et sociales (LARES) de la Faculté des Sciences économiques de l'université Marien Ngouabi de Brazzaville. Elle s'est déroulée dans les deux plus grandes villes du pays, notamment à Brazzaville et Pointe-Noire et a ciblé trois groupes spécifiques de jeunes âgés de 15 à 35 ans. Le premier groupe est constitué d'individus qui ont participé aux différents programmes (postulé et bénéficié des programmes publics d'emplois). Le deuxième groupe est constitué d'individus qui ont postulé, sans succès, à un poste d'emploi et, de ceux identifiés dans les ménages qui n'ont pas postulé. L'échantillon des jeunes interrogés dans les deux villes se présente comme suit :

Tableau n°1 : Répartition de l'échantillon

Populations cibles	Brazzaville	Pointe Noire	Total
Participants ⁴ aux PPE	128	296	424
<i>Jeunes ayant accédé à l'emploi</i>	69	237	306
<i>Jeunes n'ayant pas accédé à l'emploi</i>	59	59	118
Non participants aux PPE	473	1084	1557
<i>Jeunes ayant accédé à l'emploi</i>	173	477	650
<i>Jeunes n'ayant pas accédé à l'emploi</i>	300	607	907
Total	601	1380	1981

Source : Les auteurs, à partir de l'enquête réalisée par le LARES EAPE-C, 2018

La taille de l'échantillon est de 1981 jeunes repartis à raison de 601 (30,34%) à Brazzaville et 1380 (69,66%) à Pointe Noire. Par type de populations cibles, l'échantillon comprend : 424 (21,40%) participants aux PPE dont 306 ont pu obtenir un emploi. Les non participants aux PPE sont au

⁴ Par participant dans ce travail, il s'agit d'un jeune qui a postulé à l'un des PPE et qui a bénéficié des services offerts par ces programmes

nombre de 1557 (78,60%) dont 650 (32,81%) ont obtenu un emploi. Par département, il ressort qu'à Brazzaville, le nombre de participants aux PPE est de 128 dont 69 ont pu obtenir un emploi, soit un pourcentage de 50,91%. De plus, dans le même département, le nombre de non participants est de 473 dont 173 ont obtenu un emploi, soit un pourcentage de 36,57%. A Pointe Noire, le nombre de participants est de 296 jeunes dont 237 ont obtenu un emploi, soit 80,07%. Le nombre de non participants dans ce département est de 1084 jeunes dont 477 ayant obtenu un emploi, soit un pourcentage de 44%.

3.2 Modélisation de l'impact des PPE sur la sortie du chômage des jeunes

Dans cette sous-section, le recours à un modèle à changement de régime avec endogénéité est justifié avant la présentation du modèle et la description des variables retenues dans le cas de ce travail.

3.2.1 Pourquoi un modèle à changement de régime avec endogénéité ?

Le recours à la méthodologie des modèles à changement de régime avec endogénéité (ESR) est indiqué pour atteindre l'objectif de ce travail, à savoir l'impact des politiques d'emplois sur l'accès des jeunes à l'emploi. Cette modélisation permet d'éliminer deux biais potentiels inhérents à la conduite d'une analyse sur l'évaluation de l'impact des politiques publiques d'emplois sur la sortie des jeunes du chômage. Il s'agit du biais d'endogénéité et du biais de sélectivité.

En ce qui concerne le biais d'endogénéité, il y a lieu de relever qu'il existe une relation à double sens impliquant, notamment la participation au programme public d'emploi et la sortie des jeunes du chômage. D'un côté, la sortie des jeunes du chômage est déterminée par la participation au programme public d'emplois via les placements et les formations complémentaires. De l'autre côté, un taux élevé de sortie du chômage de jeunes par le biais du programme public d'emplois incitera ces derniers à y participer. Ainsi, la participation de jeunes aux différents programmes publics d'emplois peut être le fait d'une décision volontaire ou d'une décision involontaire parce que certains programmes publics d'emplois sont dédiés à un groupe cible de jeunes.

Les jeunes qui sortent le plus du chômage sont ceux qui font le choix de participer aux programmes publics d'emplois. Cette décision de participer aux différents programmes d'emplois est une source potentielle d'endogénéité qui peut conduire à une surévaluation de l'impact réel des programmes publics d'emplois sur la sortie de chômage des jeunes si la décision des jeunes de participer aux différents programmes n'est pas bien cernée. Lorsque les programmes sont dédiés à un groupe de jeunes, la décision d'y participer est suscitée et si ce phénomène n'est pas cerné, il y a un risque de sous-estimer l'impact réel des programmes d'emplois sur la sortie des jeunes du chômage.

En conséquence, la sortie du chômage des jeunes qui participent aux programmes publics d'emplois et ceux qui n'y participent pas est tributaire d'une hétérogénéité inobservable résultant des aptitudes innées et d'autres caractéristiques inobservables spécifiques aux jeunes. Cela peut conduire à un biais dans l'estimation de l'impact des programmes publics d'emplois sur la sortie de chômage des jeunes. Du fait des différences de dotations initiales entre les jeunes qui participent aux différents programmes publics d'emplois et ceux qui ne participent pas, le problème

d'endogénéité lié au comportement de participation peut être résolu en adoptant un modèle à équations simultanées.

Le second problème qui émerge dans l'estimation de l'impact des programmes publics d'emplois sur la sortie de chômage des jeunes est celui du biais de sélectivité. Le problème qui est posé, ici, est celui de savoir s'il est approprié de travailler sur un échantillon unique pour les jeunes qui participent aux programmes publics d'emplois et ceux qui ne participent pas. En d'autres termes, est-il pertinent d'utiliser une variable indicatrice dans un modèle de régression pour évaluer l'impact de la participation des jeunes aux programmes publics d'emplois sur la sortie de chômage des jeunes ?

Le recours à un échantillon unique suggère implicitement que la participation aux programmes publics d'emplois aura un impact moyen sur l'ensemble de l'échantillon de jeunes par le biais de la constante de la fonction d'accès à l'emploi. Ainsi, l'estimation au moyen d'un échantillon unique suppose un impact identique de certaines variables sur les jeunes qui participent aux différents programmes publics d'emplois et ceux qui n'y participent pas. Cela suppose, également, que l'impact marginal des facteurs conventionnels (éducation, expérience professionnelle, ...) et des facteurs non conventionnels (âge, situation matrimoniale, capital social, ...) est indépendant du statut de participation aux programmes publics d'emplois.

Mais, s'il est considéré que l'impact marginal n'est pas indépendant du statut de participation aux différents programmes et qu'il y a, donc, un impact différent sur la sortie du chômage selon que les jeunes participent ou non aux programmes publics d'emplois, alors, il est opportun d'estimer des modèles différents pour les jeunes qui participent aux programmes publics d'emplois et pour ceux qui n'y participent pas. Les problèmes économétriques qui y émergent sont le biais d'endogénéité (Hausman, 1978) et le biais de sélectivité (Heckman, 1979). Ainsi, la prise en compte de ces deux problèmes justifie le recours au modèle à changement de régime avec endogénéité qui est indiqué en présence des biais d'endogénéité et de sélectivité (Asfaw et al, 2012 ; Di Falco et al, 2011 ; Freeman et al, 2001).

3.2.2 Spécification du modèle à changement de régime avec endogénéité (ESR)

La pratique dans un modèle à changement de régime avec endogénéité est, dans un premier temps, de modéliser la participation aux programmes publics d'emplois par les jeunes. Dans un deuxième temps, il est présenté une modélisation de la sortie de chômage de jeunes qui se fait séparément pour ceux qui participent aux programmes publics d'emplois et d'autres qui n'y participent pas, conditionnement à la décision de participer ou non aux programmes publics d'emplois. Ainsi, un modèle probit binaire est utilisé, dans un premier temps, pour modéliser la participation aux programmes publics d'emplois par les jeunes et, dans un second temps, un autre modèle à variable dépendante limitée est utilisé séparément pour modéliser la sortie du chômage (accès à l'emploi) des jeunes, conditionnement au modèle de sélection spécifié ci-avant.

La décision de participer à un programme public d'emploi peut être modélisée au moyen du cadre microéconomique de l'analyse de l'utilité. En considérant que la participation à un programme public d'emplois procure à un jeune un niveau d'utilité (U_{pi}) et la non-participation un niveau (U_{Ni}), tout jeune prendra la décision de participer à un programme public d'emplois s'il en tire un

gain d'utilité G^* tel que $G^* = U_{pi} - U_{Ni} > 0$. Dans la pratique, G^* n'est pas observable, mais est exprimée en fonction des facteurs observables dans un modèle à variable latente comme suit :

$$G_i^* = \beta X + \mu_i \text{ avec } G = \begin{cases} 1 \text{ si } G_i^* > 0 \\ 0 \text{ si } G_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (1)$$

Dans cette première relation, G est une variable dichotomique qui prend la valeur 1 si le jeune participe à un programme public d'emplois et 0 autrement. β est le vecteur des paramètres à estimer et X est le vecteur des variables explicatives et μ est le terme de l'erreur.

Comme mentionné plus haut, la participation à un programme public d'emplois est un moyen, pour les jeunes, de sortir du chômage. Ainsi, la probabilité, pour un jeune, de sortir du chômage (S) est une fonction des facteurs conventionnels et non conventionnels prise en compte dans la matrice J_i . Dans ce modèle à changement de régime avec endogénéité, la sortie du chômage est conditionnée par le statut de la participation à un programme public d'emplois. C'est ainsi qu'un modèle à deux régimes est utilisé : le premier pour les jeunes qui participent aux différents programmes publics d'emplois et le second pour ceux qui n'y participent pas. Ce modèle se présente comme suit :

$$\begin{cases} S_{1i} = \alpha_1 J_{1i} + \epsilon_{1i} & \text{si } G_i = 1 & \text{régime 1} \\ S_{0i} = \alpha_0 J_{0i} + \epsilon_{0i} & \text{si } G_i = 0 & \text{régime 2} \end{cases} \quad (2)$$

Les variables S_{1i} et S_{0i} sont dichotomiques. Elles prennent la valeur 1, lorsqu'on sort du chômage et 0, lorsqu'il en est autrement. Dans le premier cas (S_{1i}), il s'agit de jeunes qui participent à un programme public d'emplois ($G_i = 1$) tandis que dans le second cas (S_{0i}), il est question de jeunes qui ne participent pas aux différents programmes publics d'emplois ($G_i = 0$). Pour un jeune quelconque, S_{1i} et S_{0i} sont observables et dépendent des valeurs de la fonction de sélection dans la relation (1). L'estimation des paramètres α_1 et α_0 associés aux vecteurs de variables J_1 et J_0 par la méthode du maximum de vraisemblance sera biaisée à cause du biais de sélection évoqué plus haut. Les termes d'erreurs ϵ_{1i} et ϵ_{0i} qui sont conditionnels aux critères de sélection n'ont pas une moyenne nulle (Lee et Trost, 1978 ; Maddala, 1983) alors qu'ils sont supposés avoir une distribution normale trivariée avec une moyenne nulle et une matrice des variances-covariances qui se présente comme suit :

$$Cov(\epsilon_{1i}, \epsilon_{0i}, \mu_i) = \begin{pmatrix} \sigma_{\epsilon_1}^2 & \sigma_{\epsilon_0 \epsilon_1} & \sigma_{\epsilon_1 \mu_i} \\ \sigma_{\epsilon_1 \epsilon_0} & \sigma_{\epsilon_0}^2 & \sigma_{\epsilon_0 \mu_i} \\ \sigma_{\epsilon_1 \mu_i} & \sigma_{\epsilon_0 \mu_i} & \sigma_{\mu_i}^2 \end{pmatrix} \quad (3)$$

Dans cette relation, σ_{μ}^2 est la variance du terme de l'erreur dans l'équation de sélection (1); $\sigma_{\epsilon_1}^2$ et $\sigma_{\epsilon_0}^2$ sont les variances des termes d'erreurs ϵ_1 et ϵ_0 dans le modèle de sortie du chômage (accès à l'emploi) dans la relation (2) et $\sigma_{\epsilon_1 \mu_i}$ et $\sigma_{\epsilon_0 \mu_i}$ sont les covariances des termes d'erreurs μ_i , ϵ_1 et ϵ_0 . Étant donné que le statut de participation détermine la sortie ou non du chômage, il est plausible de soutenir que l'erreur de l'équation de sélection (μ_i) est corrélée avec les termes d'erreurs des fonctions de sortie du chômage (ϵ_1, ϵ_0). Les espérances mathématiques conditionnelles des termes d'erreurs sont non nulles et se présentent comme suit :

$$E[\varepsilon_{1i}/G_i = 1] = \sigma_{\varepsilon_1\mu_i} \frac{\phi(\beta X_i/\sigma)}{\Phi(\beta X_i/\sigma)} \equiv \sigma_{\varepsilon_1\mu_i} \lambda_{1i} \quad (4)$$

$$E[\varepsilon_{0i}/G_i = 0] = \sigma_{\varepsilon_0\mu_i} \frac{\phi(\beta X_i/\sigma)}{1 - \Phi(\beta X_i/\sigma)} \equiv \sigma_{\varepsilon_0\mu_i} \lambda_{0i} \quad (5)$$

Dans ces deux relations, $\phi(\cdot)$ et $\Phi(\cdot)$ sont respectivement la fonction de densité de probabilité normale standard et la fonction de densité cumulative normale standard. $\lambda_{1i} = \frac{\phi(\beta X_i/\sigma)}{\Phi(\beta X_i/\sigma)}$ et $\lambda_{0i} = \frac{\phi(\beta X_i/\sigma)}{1 - \Phi(\beta X_i/\sigma)}$ sont les inverses du ratio de Mills calculés à partir de l'équation de sélection et inclus dans le modèle de sortie de chômage pour corriger le biais de sélectivité. Si les covariances $\sigma_{\varepsilon_1\mu_i}$ et $\sigma_{\varepsilon_0\mu_i}$ sont statistiquement significatives, cela implique que la décision de participer aux différents programmes publics d'emplois et la sortie du chômage sont corrélées. Ainsi, le recours au modèle à changement de régime avec endogénéité est justifié et l'hypothèse nulle d'absence de biais de sélection est rejetée (Maddala et Nelson, 1975).

Enfin, dans la littérature, plusieurs auteurs (Asfaw, 2012 ; Di Falco et al, 2011 ; Lokshin et Sajala, 2004) ont montré que la méthode du maximum de vraisemblance à information complète est considérée comme étant la plus appropriée pour estimer un modèle à changement de régime avec endogénéité. Il en est ainsi car elle permet d'estimer simultanément le modèle de sélection et le modèle de sortie du chômage en éliminant les biais de sélectivité, d'endogénéité et d'hétéroscédasticité. Sur la base de la distribution normale trivariée, des termes d'erreurs, le logarithme de la fonction de vraisemblance pour le système composé des équations (1) et (2) se présente comme suit :

$$\ln L = \sum_{i=1}^N G_i \left[\ln n \phi\left(\frac{\varepsilon_{1i}}{\sigma_{\varepsilon_1}}\right) - \ln \sigma_{\varepsilon_1} + \ln \Phi(\phi_{1i}) \right] + (1 - G_i) \left[\ln n \phi\left(\frac{\varepsilon_{0i}}{\sigma_{\varepsilon_0}}\right) - \ln \sigma_{\varepsilon_0} + \ln(1 - \Phi(\phi_{0i})) \right] \quad (6)$$

Dans cette relation, $\phi_{ij} = \frac{(\beta X_i + \gamma_i \varepsilon_{ij} / \sigma_j)}{\sqrt{1 - \gamma_j^2}}$, $j = 0, 1$. γ_j est le coefficient de corrélation entre le terme d'erreur de l'équation de sélection (μ) et les termes d'erreurs des équations de sortie du chômage (ε_1 et ε_0). L'estimation du modèle se fait de façon jointe par la méthode du maximum de vraisemblance à information complète.

3.3 Choix et description des variables

Dans cette section, l'objet est de justifier le choix des variables, dans un premier temps, et de procéder à la description de celles-ci, dans un deuxième temps.

3.3.1 Choix des variables

Dans la relation (1), la participation à un programme public d'emplois (G) est expliquée par un vecteur de variables explicatives (X). Ce dernier est composé de quatre (4) variables, à savoir : le sexe, la situation matrimoniale le lieu de résidence et le capital social.

Au niveau du sexe, il y a lieu de relever que dans le secteur formel, le taux d'emploi des hommes est plus élevé que celui des femmes (EESIC, 2012). Et, si l'on tient compte du fait que les programmes publics d'emplois favorisent l'accès à l'emploi dans le secteur formel, alors on peut s'attendre à ce que le fait d'être un homme ait plus d'effet sur la participation aux programmes publics d'emplois que le fait d'être une femme. Pour ce qui de la situation matrimoniale, le fait d'être marié ou de vivre en union libre est un facteur de motivation pour être plus actif sur le marché du travail (Spierings et al, 2008), comparativement aux jeunes célibataires. Ainsi, le fait d'être engagé devrait avoir un effet positif sur la participation aux programmes publics d'emplois.

Le lieu de résidence est une variable qui nous renseigne sur l'effet du lieu habitation sur la participation à l'un des programmes. Cette variable a deux modalités que sont : « les jeunes qui habitent, depuis toujours, Brazzaville et Pointe Noire » et « ceux qui ont migré des autres départements vers Brazzaville et Pointe Noire ». Les jeunes qui viennent d'autres départements pour ces deux localités seront victimes de la ségrégation résidentielle en étant pénalisés par le réseau social qui ne favorise pas l'accès à l'information pour participer aux différents programmes publics. De ce fait, les jeunes qui n'ont toujours pas résidé dans les deux villes participeront aux programmes publics d'emploi que ceux qui ont toujours résidé dans les deux villes.

Dans l'équation substantielle (2), l'accès à l'emploi est expliqué par un vecteur de variables explicatives (J). Ce dernier est composé de sept (7) variables dont quatre (4) relèvent des caractéristiques socio – démographiques (sexe, situation matrimoniale, nombre d'enfants, capital social) et trois (3) de l'éducation (formation initiale, type de formation et formation post-étude).

En ce qui concerne les variables socio – démographiques, il y a lieu de noter que l'accès des femmes à l'emploi (comparativement à celui des hommes) est contraint par les perspectives d'emploi très limité, à la faiblesse des niveaux d'éducation, les rapports de force qui existent au sein du ménage et à d'autres variables relatives au capital humain (Arbache, Kolev et Filipiak, 2010). Dans ces conditions, le fait d'être un homme a un effet positif pour l'accès à l'emploi que le fait d'être une femme.

Pour ce qui est de la situation matrimoniale, il a été retenu une variable à deux modalités : les jeunes qui vivent en couple (mariés et unions libres) et ceux qui ne sont pas en couple (célibataires, veufs, divorcés). Le choix de cette variable est justifié par la nécessité de mettre en évidence la différence de comportements entre les jeunes vivant en couple et ceux qui ne vivent pas en couple dans l'accès. On s'attend à ce que les jeunes vivant en couple, qui ont des devoirs vis-à-vis de leur conjoint, puissent être très engagés dans la recherche d'emploi et ainsi accéder beaucoup plus à l'emploi que ceux qui ne vivent pas en couple.

Une autre variable qui intègre les caractéristiques socio - démographiques est le nombre d'enfants. Cette variable est polytomique et comprend trois modalités. Elle prend la valeur 1, lorsque le jeune chômeur a quatre enfants et plus. Elle a la valeur 2, si le jeune chômeur a un nombre d'enfants

compris entre un et trois. Elle prend la valeur 3, lorsque le jeune chômeur n'a pas d'enfant. L'effet de cette variable peut être positif ou négatif sur l'accès à l'emploi. Ainsi, d'un côté, le fait d'avoir des enfants est un facteur de motivation pour la recherche d'emploi ; ce qui a un effet positif sur l'accès à l'emploi (Spierings et al, 2008). De l'autre côté, le fait d'avoir des enfants et d'être au chômage suscite la compassion et est à la base d'un élan de solidarité autour du jeune. Avec le phénomène des enfants confiés, le jeune chômeur peut être épargné de sa charge parentale, élevant ainsi son salaire de réservation. Dans ces conditions, le fait d'avoir des enfants a un effet négatif sur l'accès à l'emploi (Samuel et al, 2012).

La dernière variable qui rentre dans les caractéristiques socio – démographiques est le capital social. Ce dernier est un facteur important dans l'accès à l'emploi, notamment en période de chômage de masse (Ngassa, 2018). Les jeunes, bien lotis en capital social, auront tendance à accéder à l'emploi beaucoup plus vite que ceux qui en sont moins lotis.

Au sujet de l'éducation, il a été retenu la formation initiale, le type de formation subit par le jeune et la formation post formation initiale. Au niveau de la formation initiale, la variable retenue présente quatre modalités. Elle prend les valeurs 1, 2, 3 et 4 respectivement lorsque le jeune chômeur est non scolarisé, a le niveau du primaire, a le niveau du secondaire et a le niveau du supérieur. Cette variable peut avoir un effet positif/négatif sur l'accès à l'emploi. Le niveau d'étude améliore l'employabilité du jeune qui accède plus à l'emploi, comparativement aux jeunes qui n'ont pas réalisé les études supérieures. De même, le phénomène de déclassement qui touche plusieurs diplômés de l'enseignement supérieur est un facteur de démotivation susceptible de décourager l'accès à l'emploi dans cette catégorie.

Au sujet du type de formation, il convient de relever que cette variable est polytomique. Elle prend la valeur 1, lorsque le jeune chômeur a fait de l'auto-formation. Elle a la valeur 2, lorsque le jeune chômeur a subi une formation à orientation générale. Elle prend la valeur 3, si le jeune chômeur a subi une formation technique / professionnelle. Cette variable a un effet positif/négatif sur l'accès à l'emploi. L'effet peut être positif, lorsque le jeune a subi une formation technique et/ou professionnelle parce que son niveau d'employabilité est plus élevé que pour le jeune qui a fait des études générales. Cet effet est négatif lorsqu'on tient compte du fait que le gros de l'emploi dans le secteur formel se trouve dans l'administration et l'armée et, dans ce cas, il est plus difficile à un jeune qui a fait des études techniques et/ou professionnelles d'accès à l'emploi, par rapport à celui qui a fait des études générales.

Enfin, il y a la formation post – étude qui est une variable qui permet de saisir l'effet de compléments de formation ayant pour but d'améliorer l'employabilité de jeunes chômeurs. Cette variable est polytomique et comprend quatre modalités 1. 2. 3 et 4. Celles-ci correspondent respectivement aux situations où le jeune chômeur ne sait pas s'il a eu une formation post-étude, il est en cours de formation, il a subi une formation ou n'en a pas subi. Cette variable est censée avoir un effet négatif sur l'accès à l'emploi parce que lorsqu'un jeune n'a pas subi une formation post-étude, son niveau d'employabilité est inférieur à celui de jeunes ayant subi une formation post-étude.

3.3.2 Description des variables

La description des variables se fait sous la forme des pourcentages de différentes modalités tout en distinguant les bénéficiaires des PPE des non bénéficiaires. Le tableau récapitulatif des statistiques des différentes variables se présente comme suit :

Tableau 2 : description des variables en pourcentage de modalité

Variabes et modalités	Non bénéficiaires des PPE	Bénéficiaires des PPE
Sexe des jeunes		
- Femmes	84,16	15,84
- Hommes	75,51	24,49
Situation matrimoniale		
- Ne vit pas en couple	80,77	19,23
- Vit en couple	77,87	22,13
Nombre d'enfants		
- Quatre (4) enfants et plus	90,91	9,09
- Un à trois enfants	78,96	21,04
- Pas d'enfants	78,21	21,79
Lieu de résidence		
- N'a toujours pas vécu dans le département	63,31	16,56
- A toujours vécu dans le département	83,44	16,56
Soutien du jeune		
- N'a pas de soutien	67,55	32,45
- A le soutien de la famille / amis	87,37	12,64
- Dispose d'autres soutiens	73,13	26,87
Éducation		
- Non scolarisé	66,67	33,33
- Primaire	74,50	25,50
- Secondaire	83,93	16,07
- Supérieure	74,71	25,29
Formation post-étude		
- Ne sais pas	84,00	16,00
- Formation en cours	76,77	21,23
- Formation terminée	67,78	32,22
- Pas de formation	89,43	10,57
Type de formation		
- autre formation	63,87	36,13
- Non professionnelle	82,73	17,27
- Technique et professionnelle	67,16	32,84

Source : Les auteurs, à partir de l'enquête réalisée par le LARES EAPE-C, 2018

Les statistiques descriptives permettent de faire quatre (4) constats. Le premier constat porte sur la faiblesse du nombre de bénéficiaires des PPE. Ce constat est corroboré par les statistiques descriptives qui montrent que quelle que soit la variable retenue, aucune des modalités n'affiche une proportion de jeunes ayant bénéficié des PPE atteignant les 40%. Cette proportion qui varie entre 9% et 37% est en adéquation avec la faible proportion de bénéficiaires (21%). A ce stade, plusieurs hypothèses peuvent être formulées sur le fonctionnement des PPE dans le pays.

Le deuxième constat tient au fait que les PPE semblent s'orienter vers les jeunes en difficulté. Ce constat est corroboré par le fait que la proportion des jeunes ne vivant pas en couple, bénéficiaires des PPE (22,13%) est supérieure à celle qui ne vivent pas en couple (19,23%). C'est aussi le cas de la proportion des jeunes qui n'ont toujours pas vécu dans le département (56,89%), par rapport à la proportion de ceux qui vivent toujours dans le département (16,56%). Toujours en rapport avec ce constat, la proportion des jeunes bénéficiaires qui ont des enfants (22%) est supérieure à celle des jeunes non bénéficiaires qui n'ont pas d'enfants (9,09%). Enfin, ce deuxième constat est corroboré par la proportion de jeunes bénéficiaires ne disposant pas de soutien (32,45%) qui est supérieure à celle des jeunes bénéficiaires qui ont le soutien de leurs familles (12,64%) ou celle de jeunes disposant d'autres soutiens (26,87%).

Le troisième constat est que les PPE accordent plus d'intérêt aux jeunes chômeurs qui ont une faible dotation en capital humain, mais qui ont subi une formation technique ou professionnelle. Ce constat est induit par le fait que les proportions des jeunes, non scolarisés ou ayant le niveau du primaire, bénéficiaires des PPE (respectivement 33,33% et 25,5%) sont plus élevées que celles des jeunes bénéficiaires qui ont le niveau du secondaire (16,07%) et du supérieur (25,29%). Dans ce contexte, la proportion de jeunes qui ont terminé leur formation post-étude (32,22%) est au-dessus de celle de jeunes qui n'ont pas terminé leur formation (21,23%) ou qui n'ont pas subi une formation post-étude (10,57%). On note, enfin, que la proportion de jeunes bénéficiaires des PPE qui subit une formation technique ou professionnelle (32,84%) est supérieure à celle des jeunes bénéficiaires qui ont subi une formation à orientation générale (17,27%).

Le quatrième constat est relatif à la non prise en compte de la dimension genre dans les PPE. Il convient de rappeler, ici, que la proportion des femmes qui ont participé aux PPE (15,84%) est plus faible que celle des hommes (24,49%). De plus, lorsque l'on considère le groupe de jeunes qui n'ont pas participé aux PPE, il apparaît que 44,59% des hommes accèdent à un emploi, contre 37,14% pour les femmes. En revanche, dans le groupe de femmes qui ont participé aux PPE, le taux d'accès à l'emploi est de 73,21%, alors qu'il est de 71,79% pour les hommes.

Il découle de ces constats que les statistiques descriptives apportent la confirmation sur le caractère judicieux des options retenues dans ce travail, notamment, en ce qui concerne les variables retenues et la nécessité de prendre en compte la dimension genre dans l'analyse. Les statistiques descriptives suggèrent que la tendance au niveau des PPE est de retenir les jeunes en difficulté. Cela se traduit par les proportions de jeunes bénéficiaires élevées lorsque ces derniers ne vivent pas en couple, ne vivent pas toujours dans le département, ont des enfants ou ne disposent pas de soutiens. Enfin, les statistiques descriptives suggèrent que les hommes postulent et bénéficient plus des PPE que les femmes. Ce constat justifie la nécessité de voir le gap entre les hommes et les femmes au sujet de l'impact de ces programmes.

4. Présentation et interprétation des résultats

Cette section est consacrée à la présentation des résultats, dans un premier temps, et leur interprétation, dans un second temps.

4.1 Présentation des résultats

L'estimation du modèle s'est faite en distinguant le groupe d'hommes et celui des femmes. Le recours à la méthode du maximum de vraisemblance à information complète au moyen du logiciel Stata 14 a permis d'obtenir, après quatre (4) itérations et cinquante (50) réplifications, les résultats reportés dans le tableau suivant :

Tableau 3.1 : Équation de sélection (participation à l'un des programmes)

Variables du modèle	Ensemble		Femmes		Hommes	
	Coef.	T-student	Coef.	T-student	Coef.	T-student
Sexe	0.249	(3.47)***	-	-	-	-
Situation matrimoniale	-0.142	(1.82)*	-0.318	(2.26)**	-0.038	(0.40)
Soutien des jeunes	-0.493	(8.10)***	-0.621	(5.59)***	-0.420	(5.71)***
Éducation	0.105	(2.15)**	0.353	(3.62)***	0.014	(0.24)
Lieu de résidence	-0.610	(8.49)***	-0.518	(3.97)***	-0.658	(7.58)***
Constante	-0.465	(3.10)***	-1.023	(3.66)***	-0.026	(0.16)
Ratios de vraisemblance	172,25		94,65		70,78	
Probabilités associées	0,000		0,0000		0,0000	
Capacités de prédiction	78,97%		84,14%		76,81%	
Nombre d'observations	1978		706		1272	

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Source : Les auteurs à partir des résultats obtenus sur Stata. 14

Tableau 3.2 : Équation substantielle (accès à l'emploi)

Catégories de jeunes	Variables du modèle	Ensemble		Hommes		Femmes	
		Coef.	T – student	Coef.	T – student	Coef.	T – student
Bénéficiaires (les jeunes qui ont participé aux PPE)	Sexe	-0,062	-0,98				
	Situation matrimoniale	0,152	(2,77)***	0,168	(2,53)**	0,080	(0,66)
	Nombre d'enfants	0,107	(2,25)**	0,157	(2,67)***	-0,059	(0,83)
	Soutien du jeune	-0,17	(3,31)***	-0,142	(2,20)**	-0,291	(2,28)**
	Éducation	0,052	(1,77)*	0,075	(1,90)*	-0,022	(0,32)
	Type de formation	0,049	-1,58	0,065	(1,77)*	0,009	(0,17)
	Formation post-étude	-0,029	-0,83	-0,029	(0,69)	-0,028	(0,47)
	Paramètre (K)	0,231	(2,50)**	0,248	(2,22)**	0,160	(0,79)
	Constante	0,788	(4,18)***	0,578	(3,48)***	1,268	(3,51)***
	Sexe	0,028	-1,05				

Catégories de jeunes	Variables du modèle	Ensemble		Hommes		Femmes	
		Coef.	T – student	Coef.	T – student	Coef.	T – student
Non bénéficiaires (les jeunes qui n'ont pas participé aux PPE)	Situation matrimoniale	0,082	(2,38)**	0,088	(1,94)*	0,090	(1,95)*
	Nombre d'enfants	-0,067	(2,29)**	-0,015	(0,44)	-0,130	(4,00)***
	Soutien du jeune	-0,364	(9,96)***	-0,413	(10,80)***	-0,271	(5,27)***
	Éducation	-0,01	-0,45	0,014	(0,67)	-0,078	(2,32)**
	Type de formation	-0,028	-1,1	-0,029	(0,87)	-0,036	(0,87)
	Formation post-étude	-0,099	(5,84)***	-0,083	(3,31)***	-0,129	(4,92)***
	Paramètre (K)	-0,06	-0,6	-0,151	(1,56)	0,205	(1,22)
	Constante	1,043	(12,06)***	0,955	(9,46)***	1,243	(9,21)***
Mills	rho1-rho0	0,291	(1,88)*	0,399	(2,86)***	-0,045	(0,16)
ATE	E(Y1-Y0)@X	0,506	(4,31)***	0,455	(3,00)***	0,544	(1,72)*
<i>Nombre d'observations</i>		1978		1272		706	

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Source : Les auteurs à partir des résultats obtenus sur STATA. 14

La qualité globale des trois modèles estimés peut-être appréciée à deux niveaux. Il y a celle relative aux équations de sélection (analyse des déterminants de la participation aux programmes publics d'emplois) et celle relative aux équations substantielles (analyse de l'impact des programmes publics d'emplois sur l'accès à l'emploi). Dans les équations de sélection, la qualité globale des estimations est appréciée à partir de deux indicateurs, à savoir : le ratio de vraisemblance et la capacité de prédiction du modèle.

La statistique du ratio de vraisemblance qui suit une loi de probabilité de Chi2 à 5 degré de liberté [$LR\ Chi2(5)$] est égale à 172,25 pour l'équation d'ensemble, 94,65 pour l'équation des hommes et 70,78 pour l'équation des femmes. Les probabilités associées aux ratios de vraisemblance sont égales à zéro ; ce qui suggère que ces ratios sont statistiquement significatifs au seuil de 5%. En d'autres termes, les variables retenues contribuent conjointement à l'explication de la participation des jeunes aux différents programmes publics d'emplois. En plus, les résultats obtenus suggèrent que la capacité de prédiction des différents modèles sont supérieurs à 75% (78, 97% pour l'équation d'ensemble, 84,14% pour les femmes et 76,81% pour les hommes).

Pour ce qui est de l'équation substantielle, les inverses du ratio de Mills ($\lambda_1 - \lambda_2$) sont positifs et significatifs au seuil de 10%, pour l'équation d'ensemble et 5%, pour l'équation des hommes. Dans l'équation des femmes, l'inverse du ratio de Mills n'est pas significatif au seuil de 10%. Pour les deux premières équations, ce résultat suggère que le recours à une méthodologie ESR est justifié d'autant plus que les termes d'erreurs des équations de participation aux programmes publics d'emplois et d'accès à l'emploi sont significativement corrélés. Ce résultat implique l'existence des facteurs inobservables et observables qui déterminent la participation des jeunes aux différents programmes publics d'emplois et qui impactent positivement leur accès à l'emploi. Dans l'équation des femmes, le recours à la méthodologie ESR n'est pas justifié.

Les signes opposés des coefficients associés aux facteurs inobservables (k), suggèrent que les jeunes qui participent aux différents programmes publics d'emploi le font sur la base de leurs

avantages comparatifs. En d'autres termes, les jeunes qui participent aux différents programmes publics d'emplois en tirent un bénéfice supérieur à celui qu'ils auraient tiré en ne participant pas à ces différents programmes publics d'emplois. Dans l'équation des femmes, les facteurs inobservables (k) ont le même signe. Il va sans dire que les jeunes qui participent aux différents programmes publics d'emploi ne le font pas sur la base de leurs avantages comparatifs.

4.2 Interprétation des résultats

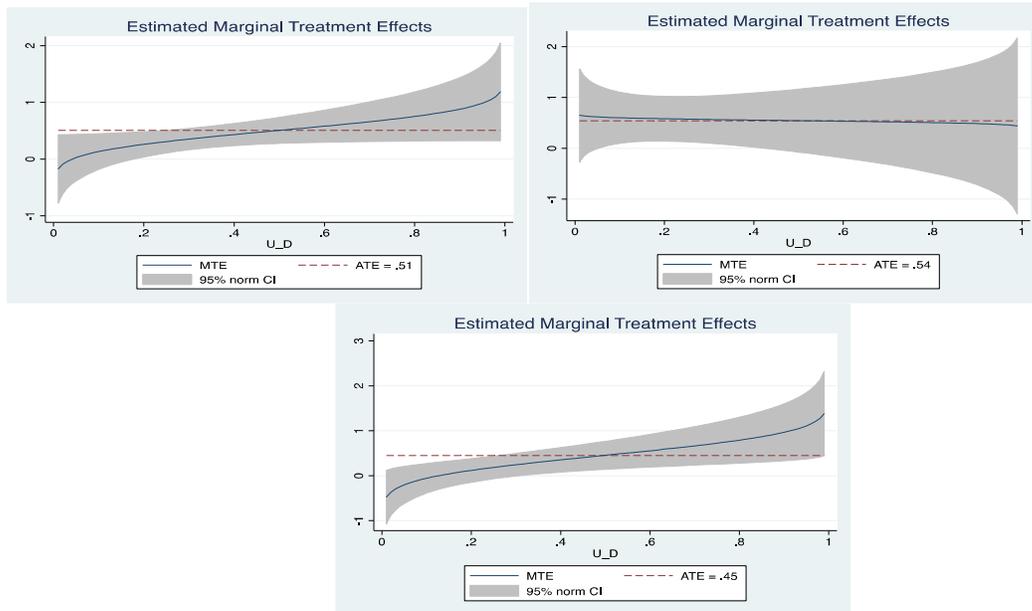
Les résultats obtenus suggèrent qu'en moyenne, l'impact en termes d'accès à l'emploi, à la suite de la participation aux programmes publics d'emplois, est de 51%. En d'autres termes, plus de la moitié des jeunes qui participent aux programmes publics d'emplois accèdent aux emplois. Lorsque l'on considère les résultats par sexe, il y a une différence de neuf (9) points de pourcentage entre les femmes et les hommes. Dans le groupe de femmes l'impact est de 54%, alors que dans le groupe des hommes, cet impact est de 46%.

Cette performance moyenne, dans son ensemble, suscite quelques commentaires. Le tout premier est la mise en relation de cette performance avec la durée des programmes publics d'emplois. A cet égard, ces performances moyennes sont attachées à des programmes qui sont implémentés, depuis huit (8) ans. Or, selon Card et al (2009) certains programmes donnent de meilleurs résultats à partir de la deuxième année ; ce qui n'est pas le cas, ici. Ainsi, la réussite, des programmes publics d'emploi, dépend de leurs adéquations aux réalités structurelles de l'économie dans laquelle ils sont implémentés. Selon le niveau d'adéquation, l'efficacité des programmes publics d'emplois peut varier d'un pays à un autre ou d'un secteur d'activité à un autre.

En enregistrant un impact, au niveau des femmes, supérieur à celui des hommes, les résultats obtenus confortent ceux obtenus par Attanasio et al (2008) qui ont montré qu'en Colombie, l'efficacité des programmes d'emplois est plus grande au niveau des femmes qu'au niveau des hommes. Comme le relèvent Betcherman et al (2007), les programmes d'emplois qui ciblent des populations spécifiques comme les jeunes filles-mères et les handicapés tel que le Programme d'Appui à l'Emploi des Personnes Handicapées et des Femmes (PAEPHF) au Congo donnent de meilleurs résultats.

L'analyse des effets marginaux des programmes publics d'emplois est faite au moyen des graphiques générés automatiquement sur le logiciel Stata14, lors de l'estimation. Il nous renseigne sur le comportement des effets moyens et des effets marginaux de la participation aux programmes publics en rapport avec l'accès à l'emploi. Ils se présentent comme suit :

Graphique 1 : Effets moyens et marginaux de la participation aux PPE



Source : Les auteurs, extrait de STATA.14

Les trois graphiques montrent que l'effet marginal de la participation aux programmes publics d'emplois augmente avec le nombre de jeunes qui y prennent part, ce qui suppose que le bénéfice tiré de la participation aux différents programmes publics en termes d'accès à l'emploi augmente avec la propension des jeunes à y participer. Les estimations obtenues vont d'un bénéfice en termes d'accès à l'emploi d'environ 50% pour les jeunes qui ont une faible propension à participer à l'un des différents programmes publics d'emploi à environ 100% pour ceux qui ont une forte propension à s'inscrire dans l'un des différents programmes.

L'effet marginal de la participation aux programmes publics d'emplois devrait baisser, au fur et à mesure que les jeunes y prennent part. L'augmentation de l'effet marginal est, ici, justifiée par le fait que l'emploi est vital pour l'amélioration des conditions de vie et l'intégration sociale de la personne humaine. Il est, donc, normal que plus la propension de jeunes à participer aux différents programmes accèdent aux emplois, plus l'effet marginal va s'améliorer.

Ainsi, pour optimiser l'impact des programmes publics sur l'accès à l'emploi de jeunes au Congo, il est indispensable d'agir sur les facteurs qui déterminent la participation de ces derniers. A cet égard, l'analyse des déterminants de la participation aux programmes publics d'emploi révèle que toutes les variables retenues dans l'analyse sont au moins significatives, avec un seuil de 10%, dans l'équation d'ensemble et celui de femmes. Au niveau des hommes, il n'y a que deux variables significatives (le soutien et le lieu de résidence) au seuil de 5%.

Au regard des variables socio – démographiques, les résultats obtenus montrent que les hommes ont tendance à participer plus aux programmes publics d'emplois que les femmes. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que le taux de chômage au niveau des hommes (29%) est plus élevé qu'au niveau des femmes (24%), comme l'ont révélé les résultats de l'EAPE-C (2018). Mais, cette

tendance, des hommes à être au chômage plus que les femmes, mérite d'être relativisé dans la mesure où la durée de chômage des femmes (2 ans 9 mois et 18 jours) est plus grande que celle des hommes (2 ans 7 mois et 6 jours). Ces statistiques montrent que la situation des femmes est tout autant préoccupante que celle des hommes; d'où la nécessité de développer l'approche genre dans les programmes publics d'emplois pour faciliter la participation des femmes.

Au sujet de la situation matrimoniale, il apparaît que les jeunes qui vivent en couple participent moins aux programmes publics d'emplois que ceux ne vivant pas en couple. Il importe de noter que ce résultat qui est significatif dans l'équation d'ensemble, l'est aussi pour les femmes et non pour les hommes. Ce résultat confirme, dans une certaine mesure, les résultats des travaux de Marcassa (2013), Lentz (2009) et Lentz et Tranaes (2001) qui ont mis en évidence une asymétrie de genre dans la recherche d'emploi. A cet effet, ces auteurs montrent que la durée de chômage de la femme (par conséquent son salaire de réservation) est une fonction croissante du salaire de l'homme. A contrario, la durée de chômage de l'homme est une fonction décroissante du salaire de la femme. En d'autres termes, les femmes qui vivent en couple ont une faible intensité de recherche d'emploi alors que chez les hommes c'est le contraire. En effet, le résultat obtenu, ici, suggère que le fait pour une femme d'être en couple lui permet de profiter des ressources (financières, matérielles, ...) de son partenaire ; ce qui l'emmène à réduire son intensité de recherche et, donc, sa participation aux programmes publics d'emploi.

Pour ce qui est du lieu de résidence, les résultats obtenus suggèrent que les jeunes qui ont toujours résidé dans le département (Brazzaville ou Pointe Noire) participent moins aux programmes publics d'emploi que ceux qui viennent d'autres départements. Ce résultat peut être expliqué par le fait que les jeunes qui viennent d'autres départements (ou de l'arrière-pays) n'ont, généralement, pas un capital social (réseau de relations) bien étoffé. Pour remédier à cette difficulté, ils recourent aux programmes publics d'emplois pour améliorer leur employabilité. Ce résultat met en lumière l'importance des PPE, notamment en période de chômage important (27% selon l'EAPE-C, 2018) où le capital social est déterminant dans l'accès à l'emploi (Ndinga, 2006 ; Ngassa, 2018). Ils permettent de pallier l'absence ou l'insuffisance du capital social indispensable à l'accès à l'emploi.

Ce résultat est en conformité avec celui obtenu avec la variable « soutien des jeunes » qui montre que des jeunes qui bénéficient d'un soutien de la famille, des amis et de bien d'autres personnes participent moins aux programmes publics d'emplois que ceux qui n'ont pas de soutien. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que le soutien dont bénéficient des jeunes peut prendre la forme d'une aide financière, d'un financement d'une formation complémentaire, d'un placement en stage ou en emploi durable, etc. De tels apports sont de nature à faire du capital social un facteur de contournement des programmes publics d'emplois en remplissant, de façon privée, les mêmes fonctions et même en allant au-delà des services offerts par les programmes.

Enfin, en ce qui concerne l'éducation, les résultats obtenus suggèrent que les jeunes qui ont fait des études universitaires participent plus aux programmes publics d'emploi que ceux qui ont fait des études primaires, secondaires ou ne sont pas allés à l'école. Ce résultat est compréhensible avec le développement de l'enseignement supérieur privé, depuis le début des années 1990, qui a facilité l'accès des jeunes à cette catégorie d'éducation. Ainsi, il y a une augmentation substantielle du nombre de diplômés dans ce sous-secteur de l'éducation au point qu'il n'est pas exagéré de parler d'inflation des diplômes de l'enseignement supérieur.

Mais, cette inflation des diplômes souffre de deux handicaps liés à la nature et à la qualité de la formation. Le problème de la nature de la formation tient au fait qu'en dépit du développement des structures privées, les formations subies par des jeunes sont, en majorité, à orientation générale plutôt que technique ou professionnelle ; ce qui explique le besoin en formation complémentaire des jeunes pour accéder à l'emploi; d'où la nécessité de recourir aux programmes publics d'emplois susceptibles de fournir aux jeunes ce type de services. Le problème de la qualité de la formation est dû aux difficultés que connaît l'université Marien Ngouabi (la seule du pays) où s'alternent grèves des étudiants à celles des personnels enseignants et non enseignants. Cette situation influence négativement les calendriers scolaires et l'exécution des programmes. Au niveau de l'enseignement supérieur privé, même si les calendriers académiques sont respectés, la logique du profit conduit, souvent, à minimiser les volumes horaires et, donc, à réduire au strict minimum les contenus notionnels des programmes.

Toutes ces situations créent, de facto, un écart entre les diplômes et les compétences acquises. Pour combler ce gap, les programmes publics d'emplois constituent une solution, d'où le recours massif qui est constaté au niveau des diplômés de l'enseignement supérieur. Enfin, il est à noter que les jeunes qui ne sont pas allés à l'école et ceux ayant réalisé les études primaires et secondaires ont tendance à s'engager dans le secteur informel où, le plus souvent, la formation se fait en l'état.

Conclusion et implications de politique

La résolution du problème du chômage des jeunes constitue un challenge pour le Congo. Pour ce faire, le pays a initié et implémenté une politique d'emploi dont les fonds d'appui et les programmes d'emplois constituent la pierre angulaire. L'objet de ce papier était de procéder à une analyse d'impact des PPE, tout en mettant en évidence les différences de genre.

A partir d'un modèle ESR estimé par la méthode du maximum de vraisemblance à information complète pour tenir compte des problèmes de sélectivité et d'endogénéité, les résultats obtenus confirment les hypothèses formulées dans ce travail dans la mesure où ils montrent, qu'en moyenne, un jeune sur deux qui participe aux PPE accède à un emploi. Les résultats ont aussi permis de mettre en évidence les différences de genre dans la mesure où l'impact des PPE au niveau des femmes est de 54%, alors qu'au niveau des hommes cet impact est de 45% ; ce qui suggère un écart de 9 points de pourcentage entre les deux groupes.

Cette performance globalement moyenne dans son ensemble suggère que les PPE appliqués au Congo doivent être repensés en tenant compte des conditions structurelles de l'économie du pays pour donner de meilleurs résultats. A cet égard, le rapport national sur le développement humain du PNUD au Congo, en 2017, relevait que l'appareil productif du pays dépendait du pétrole et qu'il crée peu d'emplois. Dès lors, il est indispensable que les PPE mettent l'accent sur les politiques de stimulation de la demande de travail.

Les résultats ont, également, montré que la participation aux PPE est faible et que le fait d'être marié (capital social du conjoint), de disposer des soutiens (propre capital social) ou d'être un résident permanent dans le département (avantage de disposer d'un capital social important) ne favorise pas le recours aux PPE. Ce résultat implique que les jeunes chômeurs ont plus confiance au capital social qu'aux PPE pour accéder aux emplois. Une raison réside dans les performances

moyennes des PPE. Il y a, donc, la nécessité de rechercher les raisons de l'efficacité du capital social, par rapport aux PPE et d'en prendre compte dans la réforme de ces programmes pour améliorer leur niveau d'impact. A cet égard, la dissolution de l'ONEMO en deux entités que sont l'Agence congolaise pour l'emploi et le fond d'appui à l'employabilité participe à cet effort de réorientation, redéfinition ou même de spécialisation des PPE afin de les rendre plus efficaces.

Enfin, les résultats ont montré que la proportion de femmes qui participent aux PPE est plus faible que la proportion d'hommes et que l'impact de ces programmes est plus élevé au niveau des femmes qu'au niveau des hommes. Ces résultats impliquent la nécessité d'intégrer l'approche genre pour que, d'une part, les jeunes femmes y participent autant que les jeunes hommes et que, d'autre part, l'écart d'impact de ces programmes dans les différents groupes ne s'agrandissent pas et mieux qu'il se réduise.

Références

- Asfaw, S., Shiferaw, B., Simtowe, F., & Lipper, L. (2012). Impact of modern agricultural technologies on small holder welfare : Evidence from Tanzania and Ethiopia. *Food Policy*, 37(3), 283–295. <http://doi.org/10.1016/j.foodpol.2012.02.013>
- Attanasio, O., Guarín, A., Medina, C., & Meghir, C. (2015). Long-Term Impacts of Vouchers for Vocational Training: Experimental Evidence for Colombia. *NBER Working Paper*. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w21390>
- Betcherman, G., Godfrey, M., Puerto, S., Rother, F. & Stavreska, A, (2007), “*A review of interventions to support young workers: Findings of the youth employment inventory*”, Social protection sector discussion paper 0715, Washington, DC: World Bank.
- Betcherman, Gordon, Karina Olivas and Amit Dar (2004). “Impacts of Active Labor Market Programs: New Evidence from Evaluations with Particular Attention to Developing and Transition Countries”, *World Bank Social Protection Discussion Paper Series no. 29142*.
- Card, David, Kluge, J. Weber A. (2009). Active Labour Market Evaluation – A Meta Analysis in Ruhr Economic Papers, N°86
- Di Falco, S., Veronesi, M., & Yesuf, M. (2011). Does Adaptation to Climate Change Provide Food Security? A Micro-Perspective from Ethiopia. *American Journal of Agricultural Economics*, 93(3), 829–846. <http://doi.org/10.1093/ajae/aar006>
- Fox, L. & Kaul, U. (2017). The Evidence is in: How Should Youth Employment Programs in Low Income Countries be Designed. USAID. https://static.globalinnovationexchange.org/s3fs-public/asset/document/YE_Final-USAID.pdf
- Freeman, H.A., van der Merwe, P.J.A., Subrahmanyam, P., Chiyembekeza, A.J., & Kaguongo, W. (2002). Assessing adoption potential of new groundnut varieties in Malawi. Working Paper Series no. 11. P O Box 39063, Nairobi, Kenya: Socioeconomics and Policy Program, International Crops Research Institute for the Semi-Arid Tropics. 16 pp
- Ghate, D. (2016). *The Family Links 10-Week Nurturing Programme : developing a theory of change for an evidence-supported design*, disponible sur : http://www.cypsp.hscni.net/wpcontent/uploads/ebpp/reports/Family_Links/Family%20Links%2010-week%20nurturing-programme-theory-of-change.pdf
- Grimm, M., & Paffhausen, A. L. (2015). Do interventions targeted at micro-entrepreneurs and small and medium-sized firms create jobs? A systematic review of the evidence for low and middle-income countries. *Labour Economics*, 32: 67–85.
- Hatayama Maho (2018). « Youth employment programmes: What works in rural settings? », The K4D Helpdesk reports, UK Department for International Development https://assets.publishing.service.gov.uk/media/5c1784a3e5274a0bbd464236/468_Youth_employment_programmes_-_What_works_in_in_rural_settings.pdf
- Hausman, J. A. (1978), “Specification tests in econometrics”, *Econometrica*, Vol. 46, N°6, pp 1251–1271.
- Hawe, P. (2015). Lessons from complex interventions to improve health. *Annu Rev Public Health* 36:307–323
- Heckman J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica* 47(1):153–161
- Heckman, J. J. (1978). Dummy endogenous variables in a simultaneous equation system. *Econometrica*, 46, 931–959.

- Ismail Zenobia (2018), « *Lessons learned from youth employment programmes in developing countries* », K4D Helpdesk reports, University of Birmingham
https://assets.publishing.service.gov.uk/media/5af9721ded915d0ddfb0964f/Lessons_Learned_from_Youth_Employment_Programmes.pdf
- Kluve, J., Puerto, S., Robalino, D., Romero, J.M., Rother, F. Stoterau, J. Weidenkaff, F. & Witte, M. (2017). *Interventions to Improve Labour Market Outcomes of Youth: A Systematic Review*. Campbell Collaboration. International Development Coordinating Group.
<https://www.campbellcollaboration.org/library/improving-youth-labour-market-outcomes.html>
- Lee, L., & Trost, R. P. (1978). Estimation of some limited dependent variable models with application to housing demand. *Journal of Econometrics*, 8(3), 357–382. [http://doi.org/Doi:10.1016/0304-4076\(78\)90052-0](http://doi.org/Doi:10.1016/0304-4076(78)90052-0)
- Lentz, R. (2009). Optimal unemployment insurance in an estimated job search model with savings. *Review of Economic Dynamics* 12(1), 37–57.
- Lentz, R. & Traanaes, T. (2001). Job search and savings: wealth effects and duration dependence. CESifo working paper No. 461.
- Lokshin, M. & Sajaia, Z. (2004). Maximum likelihood estimation of endogenous switching regression models. *The Stata J* 4(3):282–289
- Maddala, G.S. (1983). *Limited dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge University Press, UK
- Maddala, G.S., Nelson, F.D. (1975). Switching regression models with exogenous and endogenous switching. In *Proceeding of the American Statistical Association (Business and Economics Section)*, pp. 423–426
- Marcassa, S. (2013). “Unemployment duration of spouses: evidence from France”. HAL. Archives ouvertes 00869323, Université de Cergy-Pontoise THEMA.
- Ngassa T. C. (2018). Effets du capital social sur l'accès à l'emploi au Congo, thèse de doctorat, Faculté des Sciences Économiques, Université Marien NGOUABI, 187p
- Ndinga M. M. A. (2006). « Salaires et comportements d'offre à Brazzaville (Congo) », Thèse de doctorat unique, Faculté des Sciences Économiques et de Gestion, Université de Yaoundé II, Soa, 279p
- Pavetti, LaDonna, Danilo Trisi, & Liz Schott. (2011). “TANF Responded Unevenly to Increase in Need during Downturn.” Washington, DC: Center on Budget and Policy Priorities.
- Piza, Caio, Craveo, Tulio Antonio, Taylor, Linnet, Gonzalez, Lauro, Musse, Isabel, Furtado, Isabela & Abdelnour, Samer. (2016). Business support for small and medium enterprises in low- and middle-income countries: a systematic review (Systematic review No. 25).
http://www.3ieimpact.org/media/filer_public/2016/07/29/sr25-cida-business-support-review_gvw36pm.pdf
- Renger, R. & Hurley, C. (2006). From theory to practice: lessons learned in the application of the ATM approach to developing logic models. *Eval Program Plan* 29:106–119
- Robalino, D., Margolis, D., Rother, F., Newhouse D., & Lundberg M. (2013). Youth employment: a human development agenda for the next decade. Social Protection and Labor discussion paper; no. 1308. Washington, DC: World Bank Group.
- Rogers, P. (2008). Using programme theory to evaluate complicated and complex aspects of interventions. *Evaluation*, 14(1), 2948. <http://dx.doi.org/10.1177/1356389007084674>
- Samuel O., Martiskainen De Koenigswarter H. & Vilter S., (2012). « Inactivité professionnelle féminine, maternité et santé », Document de travail n°122, Direction de la recherche, des études de l'évaluation et des statistiques (DREES)

- Spierings, N., Smits, J., Verloo M., (2008). « Micro and macrolevel determinants of women's employment in six MENA countries », NiCEWorking Paper 08-104, Radboud University Nijmegen.
- Tripney, J., Hombrados, J., Newman, M., Hovish, K., Brown, C., Steinka-Fry, K., & Wilkey, E. (2013). *Technical and Vocational Education and Training (TVET) interventions to improve employability and employment of young people in low-and-middle-income countries: a systematic review*.
[http://eprints.ioe.ac.uk/17713/1/Tripney_et_al_2013_TVET_Interventions_for_Young_People_in LMICs.pdf](http://eprints.ioe.ac.uk/17713/1/Tripney_et_al_2013_TVET_Interventions_for_Young_People_in_LMICs.pdf)
- Zhang, Juwei (2003). Urban Xiagang, Unemployment and Social Support Policies: A Literature Review of Labor Market Policies in Transitional China. Report to the World Bank.
- Weiss, C. H. (1997). How can theory-based evaluation make greater headway? *Evaluation Review*, 21(4), 501–524. <http://dx.doi.org/10.1177/0193841X9702100405>

Annexe

Résultats extraits du logiciel STATA 14

1. Estimation du groupe hommes et femmes

```

Probit regression                               Number of obs   =    1,978
                                                LR chi2(5)      =    172.25
                                                Prob > chi2     =    0.0000
Log likelihood = -941.78769                    Pseudo R2      =    0.0838
    
```

participe_2	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
sexe	.2493805	.0718425	3.47	0.001	.1085718	.3901891
sit_Matrimoniale	-.1416318	.0778933	-1.82	0.069	-.2942999	.0110363
soutien_2	-.4926807	.0608046	-8.10	0.000	-.6118556	-.3735058
educ	.10481	.0488622	2.15	0.032	.009042	.2005781
lieu_residence	-.6102814	.0719071	-8.49	0.000	-.7512167	-.4693461
_cons	-.4650873	.1498833	-3.10	0.002	-.7588531	-.1713216

(running parametric_normal on estimation sample)

```

Bootstrap replications (50)
-----+----- 1 -----+----- 2 -----+----- 3 -----+----- 4 -----+----- 5
.....
..................................................................... 50
    
```

```

Parametric Normal MTE Model                    Number of obs   =    1,978
Treatment Model: Probit                       Replications    =    50
    
```

travail	Observed Coef.	Bootstrap Std. Err.	z	P> z	Normal-based [95% Conf. Interval]	
Treated						
sexe	-.0619237	.0596525	-1.04	0.299	-.1788405	.0549931
sit_Matrimoniale	.1522708	.066213	2.30	0.021	.0224957	.2820458
N_enfants	.1068236	.0502636	2.13	0.034	.0083088	.2053384
soutien_2	-.1695525	.0584448	-2.90	0.004	-.2841022	-.0550028
educ	.052467	.0293894	1.79	0.074	-.0051352	.1100692
typeformat	.0494799	.02842	1.74	0.082	-.0062223	.1051822
Post_etude	-.0286799	.0310436	-0.92	0.356	-.0895243	.0321645
k	.2310201	.1018654	2.27	0.023	.0313675	.4306727
_cons	.7879296	.1794749	4.39	0.000	.4361654	1.139694
Untreated						
sexe	.0277152	.0247291	1.12	0.262	-.0207529	.0761834
sit_Matrimoniale	.0817013	.0294971	2.77	0.006	.023888	.1395146
N_enfants	-.0672546	.0325268	-2.07	0.039	-.1310061	-.0035032
soutien_2	-.3640382	.0303745	-11.99	0.000	-.4235711	-.3045053
educ	-.0096115	.014859	-0.65	0.518	-.0387345	.0195116
typeformat	-.028201	.0257606	-1.09	0.274	-.0786908	.0222889
Post_etude	-.098517	.0187725	-5.25	0.000	-.1353105	-.0617236
k	-.060351	.1073393	-0.56	0.574	-.270732	.1500301
_cons	1.0433	.095507	10.92	0.000	.8561095	1.23049
Mills						
rho1-rho0	.291371	.1555673	1.87	0.061	-.0135354	.5962775
ATE						
E(Y1-Y0)@X	.5063518	.1417886	3.57	0.000	.2284512	.7842524

2. Régression du groupe des hommes

```

Probit regression                               Number of obs   =    1,272
                                                LR chi2(4)      =    94.65
                                                Prob > chi2     =    0.0000
Log likelihood = -661.29946                    Pseudo R2      =    0.0668
    
```

participe_2	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
sit_Matrimoniale	-.0380487	.095228	-0.40	0.689	-.2246921	.1485947
soutien_2	-.4202944	.0735945	-5.71	0.000	-.5645371	-.2760518
educ	.013602	.0569723	0.24	0.811	-.0980616	.1252655
lieu_residence	-.6579218	.0868038	-7.58	0.000	-.8280542	-.4877895
_cons	-.0260648	.1607079	-0.16	0.871	-.3410465	.2889169

(running parametric_normal on estimation sample)

```

Bootstrap replications (50)
-----+----- 1 -----+----- 2 -----+----- 3 -----+----- 4 -----+----- 5
.....
..................................................................... 50
    
```

```

Parametric Normal MTE Model                    Number of obs   =    1,272
Treatment Model: Probit                       Replications    =    50
    
```

travail	Observed Coef.	Bootstrap Std. Err.	z	P> z	Normal-based [95% Conf. Interval]	
Treated						
sit_Matrimoniale	.1676809	.0689969	2.43	0.015	.0324494	.3029123
N_enfants	.1570492	.0587687	2.67	0.008	.0418646	.2722337
soutien_2	-.1421498	.0783696	-1.81	0.070	-.2957514	.0114518
educ	.0748717	.0367643	2.04	0.042	.002815	.1469283
typeformat	.0645708	.0357971	1.80	0.071	-.0055902	.1347319
Post_etude	-.0287368	.0331789	-0.87	0.386	-.0937663	.0362927
k	.2480692	.1073468	2.31	0.021	.0376733	.458465
_cons	.5781172	.1952373	2.96	0.003	.1954591	.9607752
Untreated						
sit_Matrimoniale	.0876713	.0405801	2.16	0.031	.0081357	.1672069
N_enfants	-.0154825	.0381761	-0.41	0.685	-.0903063	.0593412
soutien_2	-.4129394	.0392149	-10.53	0.000	-.4897993	-.3360796
educ	.0143182	.020745	0.69	0.490	-.0263412	.0549776
typeformat	-.0291316	.0357017	-0.82	0.415	-.0991056	.0408423
Post_etude	-.0830295	.0222847	-3.73	0.000	-.1267067	-.0393524
k	-.1508858	.096899	-1.56	0.119	-.3408044	.0390329
_cons	.9553613	.0996133	9.59	0.000	.7601229	1.1506
Mills						
rho1-rho0	.3989549	.1293627	3.08	0.002	.1454087	.6525011
ATE						
E(Y1-Y0)@X	.4549223	.145856	3.12	0.002	.1690498	.7407949

3. Régression du groupe des femmes

```

Probit regression                               Number of obs   =       706
                                                LR chi2(4)      =       70.78
                                                Prob > chi2     =       0.0000
Log likelihood = -273.41821                    Pseudo R2      =       0.1146
    
```

participe_2	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
sit_Matrimoniale	-.3178399	.1407128	-2.26	0.024	-.5936318	-.042048
soutien_2	-.6209698	.1109893	-5.59	0.000	-.8385049	-.4034346
educ	.3534745	.0977361	3.62	0.000	.1619152	.5450338
lieu_residence	-.5183795	.1304523	-3.97	0.000	-.7740613	-.2626977
_cons	-1.023108	.2792789	-3.66	0.000	-1.570484	-.4757312

(running parametric_normal on estimation sample)

Bootstrap replications (50)

```

----- 1 ----- 2 ----- 3 ----- 4 ----- 5
..... 50
    
```

```

Parametric Normal MTE Model                    Number of obs   =       706
Treatment Model: Probit                       Replications    =       50
    
```

travail	Observed Coef.	Bootstrap Std. Err.	z	P> z	Normal-based [95% Conf. Interval]	
Treated						
sit_Matrimoniale	.0804629	.1430658	0.56	0.574	-.199941	.3608668
N_enfants	-.058682	.0932398	-0.63	0.529	-.2414285	.1240646
soutien_2	-.2910833	.1141649	-2.55	0.011	-.5148425	-.0673241
educ	-.0218037	.0880979	-0.25	0.805	-.1944725	.1508651
typeformat	.0085298	.0513966	0.17	0.868	-.0922058	.1092654
Post_etude	-.0280409	.080054	-0.35	0.728	-.1858964	.1298146
k	.1602609	.2292422	0.70	0.484	-.2890455	.6095673
_cons	1.268171	.4928531	2.57	0.010	.3021968	2.234146
Untreated						
sit_Matrimoniale	.0895458	.0433155	2.07	0.039	.004649	.1744426
N_enfants	-.1301397	.0380433	-3.42	0.001	-.2047033	-.0555762
soutien_2	-.2711516	.0608757	-4.45	0.000	-.3904657	-.1518375
educ	-.0777001	.0366578	-2.12	0.034	-.149548	-.0058522
typeformat	-.0362213	.0483843	-0.75	0.454	-.1310527	.0586101
Post_etude	-.1287748	.024051	-5.35	0.000	-.175914	-.0816357
k	.2049642	.2047113	1.00	0.317	-.1962625	.606191
_cons	1.24268	.1186126	10.48	0.000	1.010204	1.475157
Mills						
rho1-rho0	-.0447033	.3167967	-0.14	0.888	-.6656133	.5762067
ATE						
E(Y1-Y0)@X	.544322	.357338	1.52	0.128	-.1560477	1.244692