Volume 20 Issue 49
Originally issued as B12



Global Journal of Management and Business Research: B
Economics and Commerce
Volume 20 Issue 12 Version 1.0 Year 2020
Type: Double Blind Peer Reviewed International Research Journal
Publisher: Global Journals
Online ISSN: 2249-4588 & Print ISSN: 0975-5853

Genre, Participation au Marché du Travail et Mobilité Socioprofessionnelle au Camerou

By Bita Charles Alain & Noufélié Romus
Université de N'Gaoundéré

Abstract- This paper study the determinants of the gender gap in Cameroonian labor market and its causal impact on socioprofessional mobility as well as they active itself and its family by using EISS 2 database of SNI. We use dichotomy probit models with propensity score matching, notably nearest neighbor and Kernel density method of estimation for overcome heterogeneity and selection bias so that our result either robust. By putting in evidences the spatial and gender heterogeneities, we fund that urban females and young girl's activities economics levels has a meaningfully impact on the socio-professional mobility of active female and on its family. Additionally, the intensity of those activity is influenced by education level, particularly, and that is effect its very high in urban than rural area. Thereby, it is important to engage the trainings and educations policies target in females and young girl by the policymakers.

Keywords: labor market, gender, nearest neighbor matching, propensity score, inequality.

GJMBR-B Classification: JEL Code: C52, J16, J23



Strictly as per the compliance and regulations of:



© 2020. Bita Charles Alain & Noufélié Romus. This is a research/review paper, distributed under the terms of the Creative Commons Attribution-Noncommercial 3.0 Unported License http://creativecommons.org/licenses/by-nc/3.0/), permitting all non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

Genre, Participation au Marché du Travail et Mobilité Socioprofessionnelle au Cameroun

Bita Charles Alain [α] & Noufélié Romus [σ]

Résumé- Cet article examine l'impact causal de la participation au marché du travail camerounais sur la mobilité socioprofessionnelle aussi bien des actifs ainsi que sur celle de leur ménage en exploitant la base des données de EESI 2 de l'INS. Nous utilisons un modèle probit binaire et la technique d'estimation par la méthode d'appariement des scores de propensions, et notamment l'estimations par la méthode du plus proche voisin et de la densité de Kernel permettent d'éliminer le biais d'hétérogénéité et de sélection, afin d'assurer la robustesse de nos résultats. En mettant en évidence les effets d'hétérogénéités spatiales et de genre, les résultats indiquent que le niveau d'activité économique des femmes urbaine impact significatif sur leur mobilité socioprofessionnelle et sur celle de leur ménage. D'où l'importance des politiques d'éducation ciblées en faveur des jeunes filles dans les programmes de réduction des inégalités socioéconomiques.

Motsclés: marché du travail, genre, score de propension, plus proche voisin, inégalité.

Abstract- This paper study the determinants of the gender gap in Cameroonian labor market and its causal impact on socio-professional mobility as well as they active itself and its family by using EISS 2 database of SNI. We use dichotomy probit models with propensity score matching, notably nearest neighbor and Kernel density method of estimation for overcome heterogeneity and selection bias so that our result either robust. By putting in evidences the spatial and gender heterogeneities, we fund that urban females and young girl's activities economics levels has a meaningfully impact on the socio-professional mobility of active female and on its family. Additionally, the intensity of those activity is influenced by education level, particularly, and that is effect its very high in urban than rural area. Thereby, it is important to engage the trainings and educations policies target in females and young girl by the policymakers.

Keywords: labor market, gender, nearest neighbor matching, propensity score, inequality.

I. Introduction

En Afrique, les femmes et les jeunes filles constituent à bien des égards la couche de la population la plus vulnérable et désavantagée (Onyeiwu, 2015). Elles occupent les emplois précaires, à faibles productivités et des bas salaires, en majorités dans le secteur informel, contrairement aux hommes (Nations Unies, 2000). Cet état de chose justifierait au moins en partie les raisons de leur faible activité (Anker et al., 2003) alors que l'autonomisation des femmes s'avère un instrument incontestable pour assurer la dynamique du mode de vie au sein du ménage et la durabilité du développement (Kabeer, 2012). Ainsi, si rien est fait, les progrès réalisés dans les pays de l'Afrique subsaharienne cette deux dernières décennies pourraient être compromises, et le Cameroun n'est pas en reste.

Au Cameroun, l'accès égalitaire aux opportunités d'emploi est un enjeu crucial dans la mesure où il contribuerait à la réduction des tensions socio-économiques et permettrait au pays de tirer profit du potentiel de la main d'oeuvre dont il dispose. Toutefois, si l'insertion des femmes sur le marché du travail n'est pas une condition suffisante pour améliorer leur condition de vie socioéconomique, elle reste à plus d'un niveau une nécessité permanente. Cependant, les faibles niveaux de capital humain ou encore les normes hiérarchiques traditionnelles constituent encore des freins à leur épanouissement des femmes et jeunes filles au même titre que les hommes.

En effet, le taux de participation au marché du travail est évalué en 2010 à 87% avec 74% d'homme et 64,2% de femme. Parmi ces actifs, 89%, 88% et 79% possède respectivement une éduction primaire, secondaire et supérieur (INS, 2010). En conséquence, 44,1 mois sont nécessaires aux femmes pour trouver leur premier emploi, contre 40 mois pour les hommes. Cependant, 35,2% d'actif du secteur public sont féminins contre 64,8 d'hommes, alors que ces proportions sont de l'ordre de 52,2% et 47,8% dans le secteur informel agricole. Les hommes sont plus actifs vers le secteur des services, tandis que les femmes préfèrent le secteur du commerce. Selon leur catégorie socioprofessionnelle, les hommes sont en majorité patron (76%), cadres (68,5%), employés qualifiés (73,5%) et les manoeuvres (79%) comparativement aux actifs féminins qui sont beaucoup plus les aides familiaux/apprenti (60,4%), et ce indépendamment du milieu de résidence.

En outre, plusieurs auteurs se sont intéressés à l'analyse empirique des disparités fondées sur le genre su et sur le marché du travail, dans le contexte a camerounais (Kuepie et al., 2013; Ningaye et Talla, 2014; Baye et al., 2016). Les auteurs dans l'ensemble s'attèlement à reconnaitre que le genre explique en grande partie les différences de salaire sur le marché du

Author α: Faculté Des Sciences Economiques et de gestion, Université de N'Gaoundéré. e-mail: bitacharles@yahoo.fr
Author σ: Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, Université de N'Gaoundéré, Lea, Larem. e-mail: romus25noufelie@gmail.com

© 2020 Global Journals

travail. Plus récemment, Zamo (2018) a prouvé que les différence la durée de sortie du chômage au Cameroun ou encore de la transition emploi salarie et non salarie, et réciproquement dépendant est fondée sur le genre et le capita les différences de capital humain homme-femme.

Bien que ces travaux reconnaissent la présence des disparités fondées sur le genre, aucun n'a analysé comment elles s'opèrent au sein des entreprises après leurs insertions. En effet, pour quelques travaux d'exception à l'instar de Nguetse et Dongmo (2011), les hommes gagnent plus de 6,6% de salaire que les femmes, tandis que dans Nguetse et al., (2010) ces différences s'élèvent à 17,7% et 9,3% respectivement dans le secteur public et privé, respectivement. Cependant, les auteurs se limitent dans leur majorité à évaluer les discriminations à l'embauche sans ce préoccupés de leur évolution sur après leur insertion; ou encore ils se sont limités à des inégalités quantitatives (salaire ou revenu). Alors que les résultats restent mitigés, l'aspect qualitative des inégalités reste un volet autant important qu'il convient de prêter une attention particulière. Cette étude vise à combler ce gap en évaluant l'effet genre sur la mobilité socioprofessionnelle au Cameroun.

Deux principales raisons peuvent motiver cette analyse: sur le juridique, la charte des nation unie consacre à tous les individus les mêmes droit et libertés, compris celui d'accéder aux mêmes opportunités., et d'autre part, sur le plan empirique, plusieurs études attestent que l'autonomisation des femmes améliore leur implication dans la gestion du ménage, et de plus, celles-ci, contrairement aux hommes, consacre l'essentiel de leur revenu au financement de l'éducation, de la santé et à la consommation des membres du ménages; toutes choses qui concourent inéluctablement à la réduction de la pauvreté (Anyanwu et Augustine, 2012)

L'objectif de cette étude est d'analyser l'impact de la participation au travail sur la mobilité socioprofessionnelle des actifs en insistant sur le rôle du genre. Un accent particulier sera mis sur le cas des actifs féminins, eu égard de leur situation précaire sur le marché du travail, l'on pourrait s'attendre aux effets négatif sur leur progrès. Grâce aux données de la deuxième Enquête sur l'Emploi et le Secteur le Secteur Informel (EESI 2, 2010) il est possible de réaliser les études de la mobilité socio-économiques au Cameroun, en différenciant les primo-demandeurs d'emploi des actifs précédemment occupés, et selon le genre.

Après la présentation de la section 1, cette étude présente à la section 2 une revue non exhaustive des travaux empiriques; La section 3 se réserve d'exposer le cadre méthodologique. Dans la section 4, l'analyse économétrique et enfin, la section 5 discute les résultats et conclue.

II. Revue de Littérature

Les femmes constituent la couche de la population la plus vulnérable bien qu'elles soient davantage impliquées dans les activités socio-économiques, culturelles, etc. Nous analysons les travaux empiriques sur cette question en examinant le rôle socio-économique de la femme, ainsi les possibilités de leur insertion sur le marché de travail.

a) Le rôle socioéconomique de la femme dans les pays en développement

Dans les pays en développement, l'implication de la femme dans les activités socio-économiques a connu une attention particulière durant ces dernières décennies. Les femmes africaines sont connues pour leur potentiel en terme d'innovation et d'entrepreneuriat, notamment dans les activités commerciales (Onyeiwu, 2015). Mais, elles restent fortement impliquées dans les activités domestiques, contribuent à la production alimentaire aux soins de santé, et elles constituent entre 60-80% la main-oeuvre agricole en Afrique (FAO, 2013).

En général, les activités économiques féminines en Afrique sont essentiellement informelles et peuvent être étalées sur trois secteurs selon leur niveau de qualification ou d'éducation: un secteur à très faible productivité qui requière les femmes sans ou avec un niveau d'éducation très faible, le second secteur regroupe pour sa part celles qui ont un niveau d'éducation primaire, et donc plus qualifiante, avec les conditions de travail plus meilleurs, et enfin, le troisième secteur regroupe à son sein les actifs plus qualifiés, dotés d'un niveau d'étude secondaires et supérieur, caractéristiques d'une plus forte productivité (Onyeiwu, 2015). En outre, depuis quelques décennies, les ménages africains sont davantage dirigés par les femmes, lesquelles allouent avec plus de ressource pour l'éducation, la paix, le développement et le bienêtre, que leurs homologues hommes. A ce propos, Niimi (2009) affirme que contrairement aux hommes, les femmes consacrent une forte proportion de leur revenu pour le bien-être du ménage.

Eu égard de leur rôle au sein du ménage, les femmes sont moins motivées à la mobilité géographique. Dans les pays « pauvres », et surtout dans les zones rurales, les hommes migrent vers les centres urbains, à la recherche d'un emploi meilleur qualité. Cependant, durant leur absence, les femmes sont contraintes de jouer le rôle du chef de famille, et doit assurer les besoins essentiels en attente du potentiel transfert d'argent de leur mari. Pour ce faire, elles s'engagent dans les activités agricoles, bien qu'elle soit caractérisée par son inefficience, sa faible productivité et peu commercialisable (Onyeiwu, 2015).

© 2020 Global Journals

b) Opportunité d'emploi, inégalité et insertion sur le marché du travail

La décision de participation au marché du travail résulte d'un choix individuel et est au coeur de l'analyse néoclassique. Récemment exploité pour l'analyse des inégalité, Polanchek (1981) indique que les inégalités liées au genre observées sur le marché du travail sont la conséquence du différentiel de la dotation du capital en faveur des hommes, mais le rôle biologique de la femme contraint ainsi leur participation aux activités économiques.

L'accessibilité et l'insertion de la femme sur le marché du travail sont conditionnées par plusieurs facteurs qui peuvent être associés aux circonstances ou à l'effort consentie par chacune pour décrocher ou améliorer son statut social (Bourguignon et al. 2006; ILO, 2010). Parmi les facteurs qui influencent la participation de la femme au marché du travail, l'éducation est souvent cité en premier lieu: les femmes plus éduquées sont plus probables de rejoindre le marché du travail. Cette tendance n'est pas toujours vérifiée dans les pays en développement, en particulier, au sein des pays où le rôle traditionnel du genre est fortement défini, le niveau d'éducation féminine a moins d'effets sur leur taux de participation au monde du travail.

Sur un panel de cinq pays asiatiques, ceux qui sont dotés des normes sociales radicales à l'égard du genre, à l'instar de la Koré et le Sri-lanka, Comeron et al. (2001) trouvent que l'élévation du niveau d'éducation n'a pas réellement eu d'effet sur leur volume de participation, et que cela semble être dû aux normes sociales et culturelles. Cependant, El-Hamidi (2004) illustre à partir des données égyptiennes que la décision de participation au marché du travail est essentiellement gouvernée par les facteurs économiques. En effet, l'auteur définit un seuil de revenu en dessous duquel une femme serait contrainte d'exercer une activité économique afin de subvenir aux besoins économiques de son ménage.

Dans le modèle traditionnel d'offre du travail, le salaire est un autre facteur qui influencerait la décision de participation au marché du travail. Toutefois, il semble avec Dessing (2002) que l'offre féminine du travail est plus sensible au salaire comparativement à celle des hommes, et ce comportement serait lier au rôle social de la femme, en particulier dans son ménage. Cependant, dans un contexte de sous-emploi, le modèle traditionnel présente quelques limites pour capter le comportement de la demande. Au Philippine, l'analyse de l'auteur indique que l'élasticité d'offre féminine du travail est négativement liée au faible niveau de salaire. Le rapport des Nation Unies (UN, 2014) montre que la mortalité infantile et le mariage des enfants sont entre autres les facteurs qui ont freiné significativement l'évolution du bien être féminine ces 20 dernières années, et que les filles âgées entre 15 et 19 ans seraient les plus concernées.

De plus, en Inde rural, Dasgupta et Goldar (2006) arguent qu'en dessous d'une ligne de pauvreté, la participation féminine au marché du travail est inversement liée au niveau des salaires ainsi qu'au nombre des membres de ménage qui gagne un revenu. Ainsi, les auteurs concluent que l'accroissement de l'offre de travail avec le salaire n'est pas simplement une hypothèse théorique. En outre, la différence de genre sur la participation au marché du travail dépend des avantages comparatifs dans chaque tâche. Selon Becker (1998), les membres du ménage dotés de faibles coûts d'opportunités préfèreraient au mieux les travaux domestiques.

De ce fait, leur apport dans la constitution du budget de leur ménage est limité, conséquence de la réduction de la qualité de vie de celle-ci et de leur groupe d'appartenance (McElroy et Horney 1981, Lundberg et Pollak 1993). Ainsi, l'accroissement de l'offre en éducation et du revenu permettraient d'établir l'égalités homme/femme et d'améliorer la productivité (Hersch et Strattondes, 2002). Des analyses peu similaires effectuées par Bourguignon et al. (2001) et Dahan et Gaviria (1999) permettent de conclure que le retard scolaire des parents, en particulier celle de la mère entretiendrait les inégalités intergénérationnelles.

Un autre facteur important relevé dans les études empiriques est lié au temps alloué au travail hors du ménage. Comme l'illustre Khandker (1988) dans le cas de Bangladesh rural, le temps consacré par les femmes au activités économiques est variable, il n'est pas fixé exclusivement par la société, mais fortement dépendant des contraintes économiques individuelles et de leur ménages (Niimi, 2009). Sur les données camerounaise, Eyene (2012), examine les déterminants de la participation au marché du travail camerounais et malien. En prenant en compte l'effet genre, l'estimation d'un modèle logistique indique que dans les deux pays, la participation des hommes au travail est essentiellement dépendant de son expérience et de son parcours antérieur, tandis que chez les femmes, les évènements familiaux et le manque d'éducation sont les facteurs qui freinent l'obtention d'un emploi.

L'auteur explique qu'il est plus contraignant pour les actifs féminins d'une famille nombreuse d'assurer leur indépendance, mais, elles sont plus présentes dans les emplois salariés et aides familiaux. En outre, la localisation géographique, le niveau d'éducation, l'âge et la taille du ménage influent significativement sur la force de participation féminine au travail. En plus, les femmes ayant terminées au moins l'enseignement secondaire ont, par rapport à celle ayant au plus une éducation primaire, plus de chance d'occuper les emplois sécurisés (Rodgers et al. 2006). Kabeer (2012) relève alors que le secteur

© 2020 Global Journals

manufacturier africain emploi seulement 16% de la main d'oeuvre féminine contre 26% de celle des hommes en 2008. Partant, dans la mesure où les inégalités fondées sur le sexe se traduisent essentiellement par la différence de salaire et des conditions du travail, l'éducation pourra de ce fait jouer un rôle de lissage des inégalités entre hommes et femmes (Sackey, 2005).

III. Données et Méthodologie de L'étude

a) Donnés et mesure des variables

Les données utilisées dans cette étude sont celles de la deuxième enquête sur l'Emploi et le Secteur Informel (ESSI 2) réalisée par l'institut Nationale de la Statistique (INS) en Janvier 2010. Cette enquête à vocation nationale, porte sur le milieu urbain et rural au Cameroun. Au total, 34500 individus ont été interrogés sur leur situation d'activités et la question selon laquelle *pourquoi êtes-vous sans emploi ou à la recherche d'un emploi ?* permet de déceler les déterminants de la participation au travail. Pour la variable d'intérêt de cette étude qui est la « mobilité socio-professionnelle », on se réfère à la question suivante: *aviez-vous eu une promotion au sein de votre entreprise ?* Nous avons ci-dessous les taux de réponse (tableau 1)

Tableau 1: Genre et mobilité socio-professionnelle

oui	3,47	2.23
non	96,53	97,77
ensemble	100	100

Source: auteurs à partir de l'INS (EESI 2, 2010)

De ce tableau, il en découle que 2,85% des actifs occupés ont répondus par oui, parmi lesquels 2,23% et 3,47% sont respectivement des actifs féminins et masculin. En revanche, sur 97% des employés n'ayant eu aucune promotion dans leur travail, 97,7% sont féminins, contre 96,53% d'homme. En définitive, la promotion au sein des entreprises camerounaises, notamment celle des femmes n'est pas une panacée chez les employeurs. Ceci réduit ainsi leur possibilité de faire carrière, et il importe dès lors de questionner les facteurs explicatifs de cette évolution.

b) Mesure des Variables

Dans l'ensemble, l'étude fait appel à deux variables dépendantes.

- *Mobilité socio-professionnelle:* qui est une variable binaire valant 1 pour les actifs ayant connu une promotion au moins une fois au sein de leur entreprise, et 0 sinon.
- *Participation au marché du travail:* Cette variable possède deux modalités: recherche d'un nouvel emploi (N_emp) qui est une variable dichotomique valant 1 si l'individu est un actif précédemment occupé et 0 sinon; et être à la recherche du premier emploi (Pr_empl) vaut 1 si oui, et 0 dans le cas contraire.

Les variables susceptibles d'influencer l'activité des hommes et/ou des femmes sont: la catégorie socioprofessionnelle du père (CSP_P) et de la mère (CSP_M), qui sont des variables binaires (CSP_ =1 si Salarié et 0 sinon), cette variable est supposée avoir un effet positif sur l'activité des actifs masculin et féminin. Le statut matrimoniale (sat_mat) et groupe d'âge du chef de ménage (gragecm). Il est théoriquement admis que l'effet d'âge sur l'activité humain a une évolution en cloche: avant la période de la jeunesse, l'intensité de l'activité croit, pour diminuer après l'âge de 35ans.

La vérification de cette hypothèse nécessite d'introduire dans la régression le carré de l'âge des actif (age2, dans note cas). D'autres variables de contrôles telles que la mobilité résidentielle (Mob_resid) qui prend la valeur 1 si l'actif a changé sa région de résidence et 0 dans le cas contraire, la catégorie socioprofessionnelle dans l'emploi antérieur (CSP_ant =1 si l'individu était salarié, et 0 sinon), le milieu de résidence de l'actif (milieu) qui est une variable dichotomique valant l'unité si l'actif réside en zone urbaine, et 0 sinon. Le niveau d'étude mesuré par le diplôme le plus élevé obtenu par l'actif interrogé (Dip_max); la variable formation- emploi (Form_empl) qui permet d'étudier l'adéquation formation acquise-emploi recherché (Form_emp =1, en cas d'adéquation et 0 sinon).

Ainsi, après avoir analysé les déterminants de l'activité féminine et masculine, la seconde étape de notre analyse consiste à évaluer l'impact de celle-ci sur la mobilité socioprofessionnelle des actifs, en mettant en évidence l'effet genre.

c) Méthodologie

Si l'on dispose à partir des données disponibles les informations relatives au statut de la femme après sa participation au marché du travail, on en sait rien sur leur situation *ex ante* (Clément, 2006). De telles situations ont fait l'objet d'une vaste évaluation empiriques et la solution préconisée pour venir à bous de cette difficulté informationnelle est le recours aux méthodes quasi-expérimentales. C'est une méthode permettant de vérifier les hypothèses causales, en identifiant les groupes témoins qui doivent être aussi proche que possible des groupes expérimentaux sur la base de leurs caractéristiques observables. Cette

© 2020 Global Journals

technique est relativement sophistiquée puisqu'elle permet d'élimer le biais de sélectivité (dû aux variables inobservables) et offre un support intéressant pour l'analyse de l'impact (Clément, 2006).

Par ailleurs, plusieurs techniques d'appariement peuvent être identifiées, bien qu'elles ont pour objectif commun la réduction du biais de sélection au cours de l'estimation des effets d'impacts: la méthode par randomisation (RM) qui est la plus efficace, car elle permet de mieux contrôler le biais de sélection. La méthode de double différence (DD) qui se limite sur le seul usage des données de panel. Et ce qui n'est pas le cas dans le cadre des données sur le marché du travail camerounais; la méthode des variables instrumentale (IV), qui a la particularité d'être applicable sur les données aussi bien en panel qu'en coupe. Cependant, son efficacité repose sur la qualité des instruments, ce qui complexifie sa mise en application. La méthode par discontinuité et la méthode d'appariement ou des scores de propensions (PSM). Selon Diagne et Diagne (2015), la méthode par discontinuité qui est une extension de la méthode IV. Ici, le choix de manière efficace d'un critère d'éligibilité en vue de définir un seuil de comparaison des effets de la participation à un programme est la principale limite adressée à cette approche.

Comme dans le cadre de plusieurs travaux empiriques sur l'évaluation des effets du passage par un programme à partir des données en coupe instantanées, la présente étude fait recours à l'estimation par la méthode des scores de propensions. Selon Caliendo et Kopeinig (2008) la technique des scores de propension permet de trouver pour chaque individu traité, un individu non traité (témoin) et semblable sur la base de leurs caractéristiques observables. Cette approche est simple puisqu'elle permet de regrouper en un vecteur unidimensionnel les probabilités conditionnelles aux caractéristiques observables, sous la base de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle (Rosenbum et Rubin 1983). L'avantage de cette hypothèse est qu'elle assure l'obtention des résultats proches de ceux obtenu dans une expérience aléatoire (Fougère, 2007).

d) Mobilité sur le marché du travail : Une application de la technique d'appariement par les scores de propensions

Les actifs masculins et féminins ne peuvent être directement comparables entre eux. Cela exige la construction d'un groupe aussi semblable que possible à celui des participants sur la base de certaines caractéristiques observables, dans le but d'obtenir les résultats non biaisés. L'une des premières étapes de cette approche consiste à prédire à partir d'une fonction logistique les scores de propensions. Ces scores sont les probabilités de participation au marché du travail, conditionnellement aux caractéristiques individuelles observables (Ahmed et Mesfin, 2017). C'est une phase informative, mais, il faut savoir que l'objectif ici se limite tout simplement à la description des variables nécessaires pour vérifier la propriété d'indépendance, et non une détermination aussi fidèle des probabilités de participation au travail (Brodaty et al., 2002).

En outre, l'intensité de participation au travail est conditionnée par son utilité espérée. Soit $Ai = \{femme\ ou\ homme\}$) une variable dichotomique de participation tel que (Ai =1 en cas de participation, et Ai =0 sinon), ϵi[1] le terme d'erreur iid. Cependant, la décision de participation $Ai*$est endogène et inobservable. Selon Heckman (1993), cette décision est déterminée par une équation de sélection conditionnant l'utilité espéré aux caractéristiques individuelles (Xi). La fonction de de participation est donnée par:

$$Ai = \{1\ si\ Ai* = \delta iXi + \epsilon i > 00\ si\ Ai* \leq 0\ \mu i \rightarrow \mathcal{N}(0,\sigma 2) \quad (1)$$

La transformation de cette fonction est:

$$Prob(Ai = 1) = prob\ (\epsilon i\sigma > -Wi\delta i\sigma) = prob(\epsilon\sigma < W\delta i\sigma) \quad (2)$$

L'estimation de la forme logarithmique de cette équation peut effectuer par la technique du Maximum de vraisemblance, donnée par :

$$l = \Sigma[Ai \ln\Phi(W\delta i\sigma) + (1 - Ai)\ \ln(1 - \Phi(W\delta i\sigma)] \quad (3)$$

Où $\delta^2 i$ est le vecteur $nx1$ des paramètres à déterminer, $\Phi(.)$ la fonction de répartition de la loi normale standard et σ la variance du terme d'erreur supposée constante.

Selon Caliendo et Copeinig (2008), lorsque ces probabilités de participations au programme (« traité ») ont été bien déterminées, il reste à savoir si cette participation a influencé ou non le statu initial du bénéficiaire: l'effet moyen du traitement sur les traités (ATT) qui est la différence entre le statut des actifs occupés (femmes et des hommes) et celui des actifs non-participants ayant un support commun, eu égard de leurs scores de propensions.

[1] Dans la mesure où ce terme d'erreur vaut Zéro, une innovation ne sera utilisée que si la productivité espérée des utilisateurs est élevée, comparativement à leur complémentaire

[2] Ce qui aboutit à: $\delta = argmax\{\delta\} l[\delta i\sigma]$

© 2020 Global Journals

Soit T une variable dichotomique tel que T =1 si l'actif est de sexe féminin ou le ménage possède un de sexe féminin (bénéficière), et T= 0, sinon (non bénéficiaire). soit W la variable qui renseigne sur le statut socio-professionnelle des actifs. Elle prend la valeur 1 si une femme active a reçu une promotion au sein de son entreprise, et 0 sinon. Ainsi, l'ATT montre que:

$$\mathrm{P}i = W(T=1) - W(T=0) \quad (4)$$

Cependant, $W(T=1)$ et $W(T=0)$ ne peuvent être observés simultanément pour un actif à une période donnée, ce qui a conduit Imbens et Wooldridge (2009) à spécifier l'effet moyen de l'activité féminine comme suit:

$$\Delta ATT = E(W=1/T=1) - E(W=0/\mathrm{T}=1) = 0 \quad (5)$$

ΔATT est l'effet moyen de traitement sur les traité (participant); $E(W=1/T=1)$ le nouveau statut d'un actif féminin et $E(W=0/T=1)$, le statut qu'aurai une femme en âge de travailler si elle avait participée effectivement au marché du travail, mais n'ayant pas fait. Or ce dernier scénario est non observable, et par conséquent, ne peut permettre d'évaluer l'ATT. Pour contourner cette difficulté, le modèle peut être mis sur la forme suive

$$E(W=1/T=1) - E(W=0/T=1) - E(W=0/T=0)$$
$$= \Delta ATT + E(W=0/\mathrm{T}=1) - E(W=0/T=0) \quad (7)$$

Toutefois, Brotady et al. (2002) présentent l'estimateur final pour l'effet moyen du traitement (ΔATT) obtenu comme la moyenne des écarts de la situation des ménages traité et de celle de leurs contrefactuels. Soit:

$$\Delta ATT = 1N\Sigma(Ni = M(W=1) - (W=0)) \quad (8)$$

Par ailleurs, la PSM qui est donc la probabilité d'être promu (Pi) permet d'apparier chaque ménage ou chaque femme en activité à un groupe témoin, il convient de récrire cette équation de la manière suivante:

$$E(W=1/\mathrm{T}=1,\mathrm{X}) - E(\ (W=0/\mathrm{T}=1,\mathrm{P}(\varepsilon i)) - E(\ (W=0/\mathrm{T}=0,\mathrm{P}(\varepsilon i)) \quad (9)$$

Avec εi (iid) le terme d'erreur. L'estimation de la composante inobservable est donnée par:

$$\Delta ATE = \Delta ATT + (W=0/\mathrm{T}=1, P(\varepsilon i)) - E(\ (W=0/\mathrm{T}=0, p(\varepsilon i)) \quad (10)$$

Dans cette écriture, seule la différence $E(W=0/\mathrm{T}=1) - E(W=0/\mathrm{T}=0)$ pose problème, puisque sa vérification justifierait l'absence du biais d'auto sélection; lequel biais, dans la mesure où il n'est pas neutralisé, induirait des estimations non robustes (Rosembum, 2002). Pour réduire ce biais, Abebaw et Haile (2013) proposent d'inclure dans un modèle logistique un nombre important de co-variables. Ce biais traduit le fait que le statut moyen des bénéficiaires n'aurait pas été le même que celui des non bénéficiaires en cas de non-participation. Pour éliminer ce biais, la situation $W=0$ et T doivent être indépendant (Fougère, 2007). La seconde hypothèse qui permet de rassurer la robustesse des résultats est celle du support commun, c'est-à-dire que $0 < Pi < 1$

Dans cette étude parmi les méthode d'estimations existantes celle du voisin le plus proche (nerest neigbor Matching) et l'estimation de la fonction de densité de Kernel sont les plus usitées. En effet, ces deux approches permettent de neutraliser la différence entre la variables observable ou non observable (Bouoiyour, 2013). De ce fait, la différence de sexe serait la seule cause des différences relatives entre le statut des actifs masculins et féminins. L'obtention d'un estimateur d'appariement nous conduit à vérifier si le traitement (participation des actifs féminins) a effectivement eu un effet sur leur mobilité individuelle (ATT) et sur celle du ménage d'appartenance (ATE).

IV. Implémentation Empirique

Les tableaux ci-dessous indiquent les déterminants de l'activité (recherche d'emploi) aussi bien pour les actifs précédemment occupés que pour les chômeurs de premier insertion, et différenciés selon le genre.

a) Déterminants de la participation au marché du travail

- Actifs de premier insertion

Les résultats (tableaux 2 et 3) indiquent que la durée du chômage est un facteur qui détermine l'activité des hommes et des femmes. La Catégorie socioprofessionnelle du père n'as aucun effet sur l'activité des jeunes filles comme des garçons, alors que celle de la mère influence significativement, mais négativement l'activité de la jeune fille. Cela traduirait le fait que lorsqu'une femme exerce un emploi, elle est généralement substituée dans ses tâches ménagères, traditionnellement reconnues, par les jeunes filles, tandis que les garçons sont davantage impliqués dans les activités économiques. Une remarque fondamentale et particulière que nous relevons est que le niveau d'éducation influence significativement et positivement l'activité des individus et ce indépendamment du sexe. Cependant, cet effet est plus fort chez les femmes que chez les hommes (Niimi, 2009; Anyanwu et Augustine, 2012). On peut ainsi conclure que l'éducation est le levier du taux d'activité féminine et de la réduction des inégalités sur le marché du travail. Ce résultat corrobore Eyene (2012) et Sackey (2005).

© 2020 Global Journals

- Actifs précédemment occupés

Dans l'ensemble, il en ressort des tableaux 4 et 5 que les covariables retenues ont un impact quasi négatif sur les possibilités de réinsertion des actifs, indépendamment du genre, mais, l'ampleur de ces effets diffère fortement entre les deux groupes. En effet, la catégorie socioprofessionnelle dans l'emploi antérieurement occupé réduit significativement les possibilités de chance de réinsertion aussi bien chez les femmes que chez les hommes, mais les femmes précédemment occupées ont moins de chance de décrocher un nouvel emploi, par rapport à leur homologue de sexe masculin. Cette différence peut être associé au différence de leur position initiale. En effet, les femmes occupent dans leur grande majorité les emplois précaires et domestiques et de ce fait sont moins impliquées dans les activités économiques, contrairement aux hommes qui consacrent en grande partie leur temps aux activités productives. Ce résultat est en conformité avec ceux de Rodgers et al., (2006) et Onyeiwu (2015)

Contrairement aux actifs féminins, la catégorie socio-professionnelle du père n'as aucun n'effet significatif sur l'intensité d'activité des hommes. En revanche, son influence sur l'activité des filles est significativement négative, indiquant de ce fait dans quelle mesure la mobilité intergénérationnelle expliquerait la dynamique du marché du travail et le maintien des inégalités d'accessibilité aux emplois entre les hommes et les femmes. En effet, dans les pays en développement, les pères investissent davantage pour le progrès de enfants garçons que celui des filles, supposant que ces dernières, contrairement aux garçons, quittera la famille pour rejoindre celle de son conjoint potentiel, et investira moins dans sa famille d'origine.

Cependant, le statut matrimonial et la mobilité résidence sont les facteurs incitatifs des seules activités des hommes: ils sont perçus comme une condition importante d'accès au travail afin de subvenir au besoin de sa famille, contrairement aux femmes où le regroupement familiale est généralement la condition de leur déplacement. En outre, le diplôme le haut obtenu et la correspondance formation-emploi précédemment exercé impactent significativement l'activité des femmes. Le premier facteur à un effet négatif contrairement au second. La prédominance de cette catégorie dans notre échantillon justifie en quoi la présence de cette covariable réduirait les chances de réinsertion; mais par contre, la disponibilité des emplois correspondant à ceux précédemment occupés accroît davantage leur activité des actifs féminins.

De plus, un second constat à relever repose sur les différences observées du point de vue des déterminants de première insertion et ceux de la réinsertion.

- Première insertion versus réinsertion féminine sur le marché du travail

Si les disparités intergroupes sont déjà remarquables à plusieurs niveaux, il sied de mentionner qu'elles sont aussi présentées au sein d'un même groupe. Les différences d'activités entre les femmes de première et de réinsertion sont notables à plus d'un niveau. Les facteurs explicatifs sont multiples: le niveau de diplôme, indépendamment de leur statut contribue significativement à l'activité des actifs féminins, de même que le carré de l'âge. Cependant, on remarque que l'obtention d'un diplôme supplémentaire offre plus des possibilités de première insertion. En outre, la catégorie socioprofessionnelle du père influence positivement les chances de réinsertion des femmes ayant perdues ou quittées leurs emplois, mais cet effet n'est pas observé chez celles qui n'ont jamais exercées un emploi. On note aussi qu'il existe plusieurs facteurs conditionnant la réinsertion féminine, contrairement à leur homologue primo-demandeurs d'emploi. Cet état de chose serait lié au fait que les actifs féminins précédemment occupés seraient plus exigeantes en terme des conditions du travail, étant donné qu'elles possèdent déjà une expérience et une connaissance meilleur du fonctionnement de ce marché.

- Première insertion versus réinsertion masculine sur le marché du travail

Les différences sont plus frappantes au sein des actifs masculins. L'intensité de l'activité des actifs masculins antérieurement occupés est insensible aussi bien au niveau du diplôme, qu'avec le statu socio-économique de leur parent. En revanche, chez les primo-demandeurs d'emploi, l'obtention d'un diplôme supplémentaire est favorable à leur possibilité d'insertion. Cependant, la catégories socio-économique de la mère réduirait ses chances de réinsertions, alors que la mobilité résidentielle influence positivement sur l'activité des hommes ayant perdu leur emploi.

b) Impact de la participation féminine au travail sur la mobilité professionnelle

Pour examiner l'effet causal de la participation au marché du travail sur la mobilité professionnelle des femmes, la technique d'appariement des scores de propension a été utilisée. Cette approche sur l'idée de base selon laquelle la comparaison des résultats de la participation sur la mobilité professionnelle des actifs féminins avec celle des hommes est susceptible de réduire le biais de sélection (Kousar, 2013). Les résultats des estimations de ces participations sur la mobilité professionnelle des actifs féminins précédemment employées et ainsi que sur leur ménage d'appartenance sont présentés respectivement. De plus, l'hétérogénéité lié au milieu de résidence (rural/urbain) semble être justifier. Ainsi au seuil de 5%, on peut dire que la zone urbaine offre plus de

© 2020 Global Journals

possibilités d'ascensions professionnelles aux actifs féminins ainsi qu'à leur ménage. En effet, l'estimation de l'ATT indique que la participation des femmes au marché du travail urbain accroît de 0,231 point la chance de promotion au sein de leur entreprise; alors que celle de l'ATE montre que cette participation accroît de 0,167 point les possibilités de mobilité socioprofessionnelles de leur ménage d'appartenance. Ces effets impliquent que l'intensification de la participation des actifs féminins améliore non seulement la mobilité socio-professionnelle mais aussi de celle de l'ensemble de leur ménage d'origine. Cela suggère que l'activité féminine devrait être autant plus encouragées que celle de leur homologue de sexe masculin, en particulier dans les centres urbains.

De plus, l'estimation non paramétrique de la fonction de densité de Kernel (graphique 3 et 4) permet de relever une différence nette entre l'intensité de l'activité de première insertion et de la seconde insertion. En effet, la probabilité d'insertion des actifs féminins de première insertion évolue de manière croissante; en revanche, les anciens actifs occupés sont moins actifs. Mettant évidence le rôle de l'expérience dans la processus d'insertion professionnelle, ce résultat rejoint ceux de Bourguignon et al., (2001).

Par ailleurs, le milieu rural semble ne pas être un catalyseur du progrès socioéconomique des actifs féminins. En effet (tableaux 6 et 7), l'impact de l'activité féminine n'a statistiquement aucun effet sur la mobilité de ces dernières ainsi que celle de leur famille, comparée à l'ATT et ATE. Ce fait peut être associé à la structure du marché du travail en zone rurale. Contrairement à la structure du marché du travail urbain, celle du milieu rural est essentiellement agricole, destinée prioritairement à subvenir aux besoin de bases de la famille, et qui de ce fait repose sur un système de production archaïque et offrant ainsi moins de perspective aux différents exploitants de connaitre les possibilités d'ascensions professionnelles et sociales. Ce qui est conforme aux conclusion de Zamo (2018) et Onyeiwu (2015).

V. Conclusion

L'objectif de ce travail est d'évaluer l'impact de la participation des actifs féminins au marché du travail sur leur mobilité socio-professionnelle ainsi que celle de leur ménage au Cameroun. Pour ce faire, l'étude utilise les données issues de la deuxième enquête sur l'emploi et le secteur Informel réalisé par l'institut Nationale de la Statistique en 2010. L'impact causal de la participation féminine au travail est analysé en deux étapes: La première estime un modèle probit binaire pour déterminer les facteurs influençant, distinctement, la participation selon le genre au marché du travail, afin de déceler l'hétérogénéité lié au sexe. La deuxième, fait appel à la technique d'appariement par les scores de propension pour examiner l'effets de cette participation sur la possibilité de promotion au sein de leur entreprise. Afin d'évaluer et de vérifier la robustesse des résultats, l'estimation par la méthode du plus proche voisin (nearest neighbor Matching) et de Kernel (fonction noyau) séparément pour le milieu rural et urbain a permis de mettre en évidence l'hétérogénéité spatiale. Les résultats indiquent que le niveau de diplôme semble être l'un des facteurs importants de la différence d'activité femme/homme au travail. De ce fait, une action urgente visant à mettre davantage l'accent sur l'éducation de la jeune fille afin de réduire les inégalités fondées sur le genre est nécessaire. Cela est d'autant plus pertinente dans la mesure où l'étude montre que, bien que la fréquence de participation féminine au travail reste faible devant celles des actifs masculins, elle contribue au mieux à leur mobilité socio-professionnelle ainsi que celle de leur ménage d'appartenance, comparé à celle des hommes, notamment en milieu urbain.

References Références Referencias

1. Abebaw, D., et Haile, M. G. (2013) "The impact of cooperatives on agricultural technology adoption: empirical evidence from Ethiopia". *Food Policy,* Vol. 38, pp. 82–91.
2. Akono, Z. (2018) *Econometric analysis of Gender and Labor Market Outcomes in urban Cameroonian*, Research paper 356, AERC.
3. Anker, R., Malkas, H., et Korten, A. (2003) *Gender-based occupational segregation in the 1990s ILO*: Geneva, Working Paper n°16.
4. Baye, M. F (2016) *Exact Configuration of Poverty, Inequality and Polarization Trends in the Distribution of well-being in Cameroon*, Research Paper 207, AERC.
5. Becker, G. (1985) "Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor." *Journal of Labor Economics,* Vol 3, N°1, pp.33–58.
6. Bouoiyour, J., et Miftah, A. (2013) "Remittances, Education and Child labor in Morocco: A propensity score matching approach'', *MPRA* Paper N°. 46063.
7. Bourguignon, F., Ferreira, H. G., et Menéndez, M. (2003) ''Inequality of Outcomes and inequality of Opportunities in Brazil'' *Review of Income and Wealth*, Vol. 53, N°4, pp. 585-618.
8. Brotady, T., Crépon, B., et Fougère, D. (2002) *Les méthodes micro économétriques d'évaluation: développements récents et applications aux politiques actives de l'emploi*, 15ème conférence des économistes belges de langue française (Namur, du 28-29 Novembre).
9. Dasgupta, P., et Goldar, B. (2006) "Female labour supply in rural India: An econometric analysis" *Indian Journal of Labour Economics,* Vol. 49, N°2, pp. 293–310.

© 2020 Global Journals

10. Dessing, M. (2002) "Labor Supply, the Family and Poverty: The S-Shaped Labor Supply Curve" *Journal of Economic Behavior and Organization,* Vol. 49, pp. 433–58.
11. Eyene, M. A. (2012) *Participation au marché du travail : une étude comparative sur le Cameroun et le Mali* , AFRISTA working paper.
12. El-Hamidi, F. (2004) *Does Wealth Influence Women's Labor Participation Decision? Evidence from Egypt*, Paper presented at the Economic Research Forum, Workshop on Gender, Work and Family, 8–10 June, Mahdia City.
13. Fenou, K. D., Tadjuidje, M., et Pokem, E. (2007) *Pauvreté Monétaire et activité des femmes sur le marché du travail : le rôle de la discrimination en genre au Cameroun*, 6th Pep research Network general meeting, Peru, June 14-16.
14. Hamed, H. M., et Mesfin, H. (2017) "The impact of agricultural cooperatives membership on the wellbeing of smallholder farmers: empirical evidence from eastern Ethiopia''*Agricultural and Food Economics*, Vol. 5M.
15. Heckman J. J (1998) ''Detecting Discrimination'', *Journal of Economic Perspectives*, Vol 12, N°2, pp. 101-116.
16. Hersch, J., et Stratton, L. S. (2002) "Housework and Wages." *Journal of Human Resources,* Vol 37, N°1, pp. 217–29.
17. ILO. (2010) Women in labor markets. Measuring progress and identifying change, Working paper.
18. Kabeer, N. S. (2012) *Women's economic empowerment and inclusive growth: labour markets and enterprise development*, School of Oriental and African Studies, UK, working paper, n°1.
19. Kabeer, N., Mahmud, S., et Tasneem, S. (2011) *Does paid work provide a pathway to women's empowerment? Empirical findings from Bangladesh*, IDS Working Paper No. 375.
20. Kousar, R., et Abdulai, A. (2013) Impacts of rural non-farm employment on household welfare in Pakistan', 2nd AIEAA Conference – *Between Crisis and Development: which Role for the Bio-Economy.*
21. Lecoq, A., Ammi, M., et Bellarbre, E. (2014) « Le score de propension: un guide méthodologique pour les recherches expérimentales et quasi expérimentales en éducation, Mesure et évaluation en éducation ? » *economic and statistic journal*, vol 37, N° 2, pp. 69-100.
22. Lundberg, S., et Pollak, R. A. (1993) "Separate Spheres Bargaining and the Marriage Market." *Journal of Political Economy, Vol* 101, N°6, pp. 988–1010.
23. Niimi, Y. (2009) *Gender Equality and Inclusive Growth in Developing Asia*, ADB Economics, Working Paper Series No. 186.
24. Njike Njikam G., Lontchi. T., et Fotzeu, M. (2005) *Caractéristique et déterminants de l'emploi des jeunes au Cameroun,* Working paper, OIT.
25. Onyeiwu, S. (2015) Gender, Youths, and Sustainable Development: Emerging Issues in Contemporary African Economies, Chapter 9.
26. Polanchek, S. W. (1981) ''Occupational self-selection: a human capital approach to sex differences in the occupational structure'', *The Review of Economics and Statistics*, Vol 63 , N°1, pp. 60-69.
27. Quisumbing, A. (2003) Household decisions, gender and development. A synthesis of recent research, Washington: IFPRI.
28. République du Cameroun, (2014) Quatrième Enquête Camerounaise Auprès des Ménage (ECAM4), Institut National de la Statistiques.
29. République du Cameroun, MINPROFF (2012) Femmes et hommes au Cameroun: une analyse situationnelle de progrès en matière de genre, rapport de travail.
30. Rodgers, G. (2006) Labour Market flexibility and Decent work, presentation at UNESCA development forum on *productive employment and decent work,* UN, New York.
31. Rosenbaum, P., et Rubin, D. B. (1983) "The central role of the propensity scores observational studies for causal effets", *Biometrika*, Vol 70, N°1, pp. 41-55
32. Sackey, H.A. (2005) Female labor force participation in Ghana: the effects of education AERC, Research Paper n° 150. African Economic Research Consortium, Nairobi.
33. Seguino, S. (2007). ''Plus can change: evidence on global trends in gender norms and stereotypes'' *Feminist Economics*, Vol. 13. N° 2, pp. 1-28.

© 2020 Global Journals

Annexes

Tableau 2: Estimation des scores de propension de la première insertion des actifs féminins

					Numbre d'observations =	**138**
LR chi2(10)	**=**	**77.77**			**Prob > chi2**	**= 0.0000**
Log likelihood =		**-56.7695**			**Pseudo R2**	**= 0.4065**
pre_emp	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
Dur_moy_ch	.0307845	.0071687	4.29	0.000***	.0167341	.0448348
CSP_père	.0211462	.0677891	0.31	0.755	-.111718	.1540104
CSP_mère	.05337	.0873789	0.61	0.541	-.1178895	.2246294
Mob-resid	.2219979	.2988963	0.74	0.458	-.3638281	.8078239
Dip-max	.3792407	.0988022	3.84	0.000***	.1855919	.5728895
age2	-1.606088	.2908004	-5.52	0.000***	-2.176046	-1.03613
milieu	-.0579146	.3651812	-0.16	0.874	-.7736565	.6578274
gragecm	.0493219	.0587072	0.84	0.401	-.0657422	.1643859
Stat-mat	.0209317	.1384195	0.15	0.880	-.2503656	.2922289
religion	-.0415511	.1459036	-0.28	0.776	-.3275169	.2444147
_cons	5.224518	1.614779	3.24	0.001***	2.059608	8.389427

**** indique la significativité à 1%. Source: auteurs à partir de l'INS (EESI 2, 2010)*

Tableau 3: Estimation probit des scores de propension de la première insertion masculine sur le marché du travail

					Nombre observations	**= 316**
LR chi2(10)	**=**	**119.66**			**Prob > chi2**	**= 0.0000**
Log likelihood = -158.69341					**Pseudo R2**	**= 0.2738**
Pre_emp	Coef.	Std. Err.	Z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
Durm_cho	.0093526	.0019105	4.90	0.000***	.005608	.0130972
Csp_père	.032895	.0444796	0.74	0.460	-.0542834	.1200734
Csp_mère	-.135524	.05979	-2.27	0.023**	-.2527103	-.0183378
Mob-resid	-.4162217	.1821219	-2.29	0.022**	-.7731741	-.0592692
Dip_max	.179877	.0525569	3.42	0.001***	.0768674	.2828866
age2	-1.078129	.142296	-7.58	0.000***	-1.357024	-.7992342
milieu	.1363168	.223355	0.61	0.542	-.301451	.5740846
gragecm	.0281196	.0321165	0.88	0.381	-.0348277	.0910669
Stat_mat	-.0472812	.0478097	-0.99	0.323	-.1409865	.0464242
religion	.1195706	.0670402	1.78	0.074*	-.0118258	.250967
_cons	5.658319	.9242226	6.12	0.000***	3.846876	7.469763

****, ** et * correspondantes aux seuil de significativités à 1%, 5% et 10% respectivement sources : Auteurs à partir des données de EESI 2 (INS, 2010)*

© 2020 Global Journals

Tableau 4: Estimation des scores de propension de réinsertion féminine sur le marché du travail

					Nombre observations = 1077	
LR chi2(10) = 73.07					**Prob > chi2 = 0.0000**	
Log likelihood = -225.13872					**Pseudo R2 = 0.1396**	
N_Emp	coef	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf. Interval]	
CSP_ant	-.1528286	.0350658	-4.36	0.000***	-.2215564	-.0841008
CSP_Père	-.0678623	.0332313	-2.04	0.041**	-.1329944	-.0027301
CSP_mère	-.071944	.0449245	-1.60	0.109	-.1599945	.0161065
Stat_mat	.0108472	.0462659	0.23	0.815	-.0798323	.1015266
mob_resid	-.1466364	.1364634	-1.07	0.283	-.4140997	.1208269
Dipl_max	-.1493615	.0498797	-2.99	0.003***	-.2471239	-.0515991
age2	-.2622403	.0797692	-3.29	0.001***	-.418585	-.1058956
Form_emp	.1950367	.0792433	2.46	0.014**	.0397227	.3503507
gragecm	-.0160809	.0250264	-0.64	0.521	-.0651318	.0329699
milieu	-.5166806	.1617678	-3.19	0.001***	-.8337397	-.1996216
_cons	2.809541	.6726286	4.18	0.000***	1.491213	4.127869

**** et ** correspondante aux seuil de significativités à 1% et 5% respectivement Source : auteurs à partir de l'INS (EESI 2, 2010)*

Tableau 5: Estimation probit des scores réinsertions masculine sur le marché du travail

					Nombre d'observations = 3976	
LR chi2(10) = 104.87					**Prob > chi2 = 0.0000**	
Log likelihood = -618.35727					**Pseudo R2 = 0.0782**	
N_emp	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf. Interval]	
CSP-emp_ant	-.0556949	.0206706	-2.69	0.007***	-.0962084	-.0151813
CSP_Père	-.0273531	.0207227	-1.32	0.187	-.0679689	.0132628
CSP_Mère	-.0072266	.0144733	-0.50	0.618	-.0355937	.0211405
Stat_Mat	.0421693	.0222669	1.89	0.05**	-.0014731	.0858117
Mob-Resid	.1565697	.0895682	1.75	0.080*	-.0189807	.33212
Dip_Max	-.0265987	.0250031	-1.06	0.287	-.0756038	.0224064
age2	-.2296993	.0494238	-4.65	0.000***	-.3265682	-.1328304
Form-emp	-.000839	.0717227	-0.01	0.991	-.1414129	.1397348
gragecm	.0172972	.0173664	1.00	0.319	-.0167403	.0513346
milieu	-.6028026	.0947567	-6.36	0.000***	-.7885223	-.417083
_cons	.4512886	.4036976	1.12	0.264	-.3399442	1.242521

****, ** et * correspondante aux seuil de significativités à 1%, 5% et 10% respectivement source : auteurs à partir de l'INS (EESI 2, 2010)*

© 2020 Global Journals

Activité des femmes et mobilité socio-professionnelle de leur ménage et par milieu de résidence

Tableau 6: Milieu Rural

Treatment-effects estimation (Robust)						**nombre d'observation = 5271**	
Estimator : nearest-neighbor matching						**Matches: requested =**	**1**
Outcome model : matching						**min =**	**1**
Distance metric: Mahalanobis						**max =**	**30**
Mob_socio-prof		**Coef.**	**Std. Err.**	**z**	**P>|z|**	**[95% Conf. Interval]**	
sexcm	ATET	-.0053515	.0085975	-0.62	0.534	-.0222023	.0114993
(féminin vs masculin)	ATE	.0031279	.0051096	0.61	0.540	-.0068867	.0131425

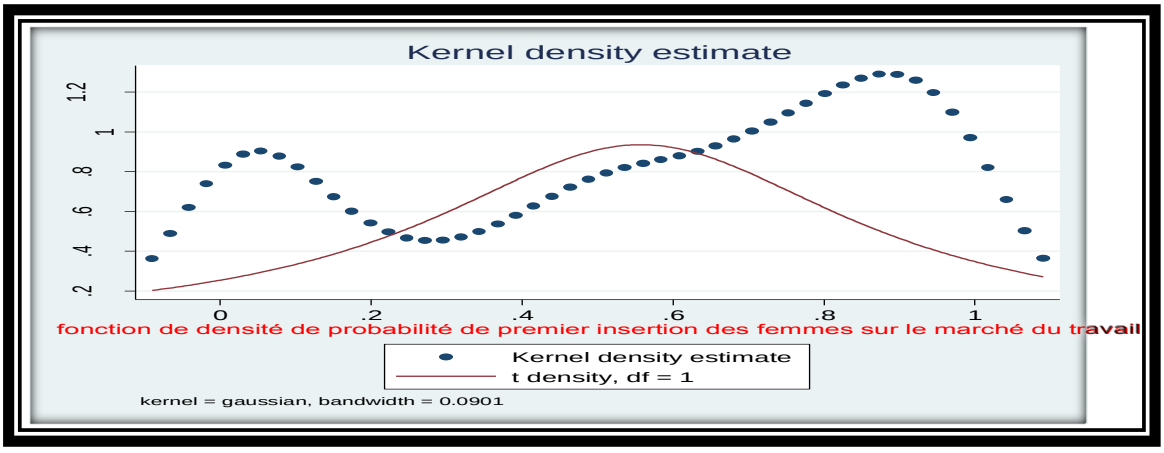
Source: auteurs à partir de l'INS (EESI 2, 2010)

Tableau 7: Milieu Urbain

Treatment-effects estimation (Robust)						**Nombre observation = 6540**	
Estimator : nearest-neighbor matching						**Matches: requested =**	**1**
Outcome model : matching						**min =**	**1**
Distance metric: Mahalanobis						**max =**	**13**
Mob-Socio-Prof		**Coef.**	**Std. Err.**	**z**	**P>|z|**	**[95% Conf. Interval]**	
sexcm	ATET	.0231408	.0079027	2.93	0.003***	.0076518	.0386299
(féminin vs masculin)	ATE	.0167095	.0075125	2.22	0.026**	.0019852	.0314338

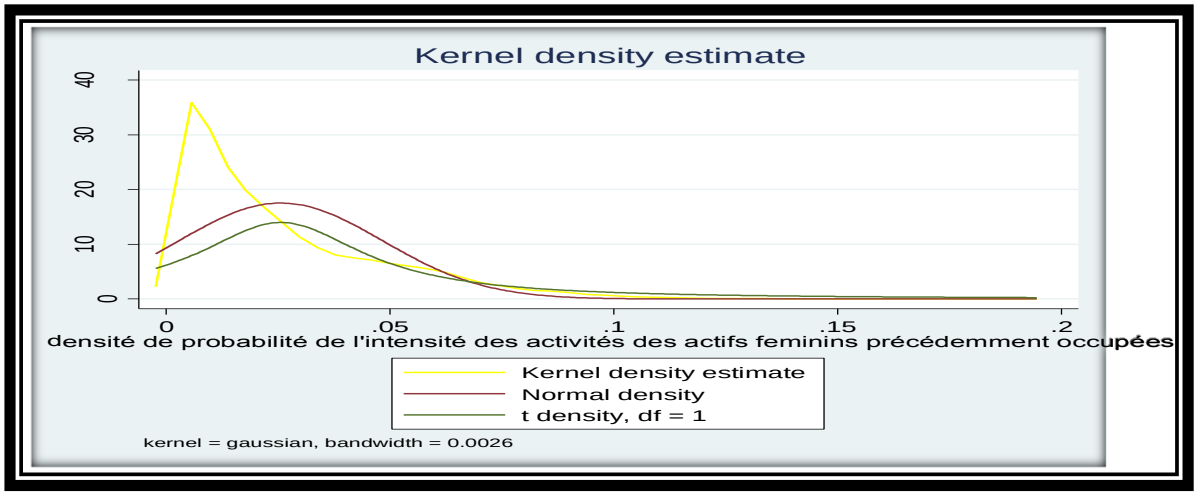
Source: auteurs à partir de l'INS (EESI 2, 2010)

Annexe 2



Graphe 3: Fonction de densité de Kernel de première insertion des Femmes sur le marché du travail

© 2020 Global Journals



Source: auteurs à partir de l'INS (EESI 2, 2010)

Graphe 4: Fonction de densité de Kernel de réinsertion des Femmes sur le marché du travail

© 2020 Global Journals