

Hétérogénéité dans les rendements de l'éducation au Cameroun : une estimation en présence des biais de sélection et d'endogénéité

Issoufou NJIFEN*, Aicha PEMBOURA **

Résumé – Cet article se propose d'évaluer l'hétérogénéité dans le rendement de l'éducation à partir d'une méthodologie adaptée. La simple estimation du modèle semi-logarithmique de Mincer est biaisée en raison des problèmes de sélection et d'endogénéité. Dans la littérature, il existe très peu d'études qui corrigent les deux sources de biais simultanément. Nous estimons ici une seule fonction de gain corrigeant de manière simultanée le biais de sélection de l'échantillon et le biais d'endogénéité de l'éducation et du choix du secteur d'emploi. Cette approche, adoptée dans le cadre de la régression en moyenne et par quantile, se révèle pertinente au regard de la robustesse des instruments utilisés. Dans ce cadre, nous utilisons un nouveau type d'instruments, le *non-self-cluster mean* satisfaisant les conditions d'orthogonalité et d'exclusion. En utilisant dans le cas du Cameroun les données statistiques sur l'emploi et le secteur informel, les résultats révèlent que le taux de rendement moyen d'une année d'éducation est de 7,1% et que l'hétérogénéité inobservée influence négativement le rendement de l'éducation. L'estimation par quantile indique que la variable éducation influence les gains salariaux différemment selon les différents quantiles considérés. Le test d'égalité des coefficients réalisé permet de confirmer le caractère hétérogène du rendement de l'éducation au Cameroun. Plus spécifiquement, l'éducation n'est pas rentable chez les salariés à très faible revenu et les salariés relativement les mieux payés profitent le plus de leur investissement dans l'éducation.

Classification JEL

I26, J20, J30

Mots-clés

Rendements de l'éducation
Biais d'endogénéité
Termes de sélection
Variables instrumentales
Régression quantile
Cameroun

Les auteurs tiennent à remercier le Professeur Baye Menjo Francis ainsi que l'ensemble des personnes ressources du Consortium pour la Recherche Economique en Afrique (CREA) pour leurs conseils techniques et la pertinence de leurs suggestions.

* Université de Yaoundé II – Cameroun ; issofou2@yahoo.com

** Université de Yaoundé II – Cameroun ; pemboura@yahoo.fr

INTRODUCTION

Les rendements privés de l'éducation ont été évalués dans plusieurs pays africains. Cependant, la question de savoir si l'éducation affecte différemment les individus y est très peu analysée comme cela a pu l'être dans d'autres contextes¹. D'un point de vue méthodologique, la majorité des études constituant cette littérature se concentrent sur la modélisation à la moyenne (Arestoff, 2001 ; Nga Ndjoko et al., 2011). Ces études, si elles apportent un élément d'information, paraissent néanmoins limitées (D'Haultfœuille et Givord, 2014). Une année d'éducation supplémentaire profite plus à certains individus qu'à d'autres sur le marché du travail. La complémentarité entre l'éducation et l'aptitude chez les individus fait que le rendement de la scolarité diffère dans la distribution des salaires. En outre, l'estimation de la moyenne est compromise en présence de valeurs aberrantes ou de données censurées.

Dans la théorie du capital humain, l'éducation est considérée comme une activité d'investissement dans un bien de consommation durable qui améliore les aptitudes et les capacités productives des travailleurs (Schultz, 1961 ; Lemelin, 1998). En supposant que la rémunération est égale à la productivité marginale, l'analyse néoclassique du taux de rendement de l'éducation ignore les problèmes de chômage pour se référer presque exclusivement au taux de salaire prévalant sur le marché du travail (Lemelin et Otis, 1978). Pourtant, dans les faits, l'ajustement sur le marché du travail n'est pas instantané ; il faut admettre l'existence, si ce n'est la persistance, des situations de surplus ou de pénurie (imperfection) qui déterminent le rendement privé de l'éducation (Schutz, 2004). Le sous-emploi des compétences entraîne la dévalorisation du capital humain (Njifen, 2018) et de sa rémunération. Dans les pays en développement, les marchés sont non seulement imparfaits mais la nature des contrats de travail interfère aussi de manière significative dans la relation entre dotation en capital humain et rémunération. L'existence d'un important secteur informel qui contribue de manière significative à la création d'emplois influence l'effet de l'éducation sur les salaires. Plusieurs auteurs ont montré que les rendements de l'éducation dans le secteur formel sont supérieurs à ceux du secteur informel (Pradhan et Van Soest, 1997).

Certains faits stylisés motivent une étude sur l'hétérogénéité dans le rendement privé de l'éducation dans le cas du Cameroun. D'abord, le niveau de sous-emploi et le développement du secteur informel sont susceptibles de générer des emplois faiblement rémunérés. Les emplois informels représentent 91% des emplois totaux et le taux de sous-emploi est d'environ 70% dans l'économie. Ensuite, la croissance démographique et le passage à l'enseignement primaire gratuit en 2001 ont entraîné un développement massif de la scolarisation. Les taux nets de scolarisation aux niveaux primaire et secondaire sont passés respectivement de 66 % et 14 % en 1980 à 92 % et 44 % en 2015². Enfin, le niveau et l'efficacité de la dépense publique affectée au secteur de l'éducation ne sont pas suffisants pour assurer la qualité de l'enseignement. Les dépenses non salariales consacrées aux fournitures et installations scolaires ne représentent que 15 à 20% des dépenses totales (Banque mondiale, 2017). La proportion des enseignants du primaire rémunérés par les parents d'élèves est passée de 25 % en 2009 à 38 % en 2016. Les réformes adoptées, imposées par cette hausse sensible des effectifs étudiants au cours des trois dernières décennies, ont conduit à une augmentation du nombre des universités et des établissements privés d'enseignement supérieur. Indépendamment du nombre d'em-

¹ Voir Wang (2013).

² Source : Institut de Statistique de l'UNESCO.

ploi disponibles, le nombre des diplômés par année augmente de manière considérable dans l'économie³. Le taux brut d'accès au diplôme du primaire peut dépasser 100%. Dans ce contexte marqué par le déclin de l'employabilité où le taux de pauvreté est d'environ 37,5% en 2015 et le taux d'emplois vulnérables de 73,6% en 2010, il est judicieux de se demander si une année d'éducation supplémentaire tend à générer le même rendement chez tous les salariés ? Sinon, qui bénéficie le plus du rendement de l'éducation au Cameroun ?

Des travaux ont tenté d'analyser les effets différenciés de l'éducation sur les salaires dans plusieurs pays africains (Mwabu et Schultz, 1996 ; Schultz, 2004 ; Girma et Kadir, 2005 ; Fasih et al., 2012 ; Baye, 2015 ; Kavuma et al., 2015...).

Cet article propose de mettre en évidence et d'estimer l'hétérogénéité dans le rendement privé de l'éducation au Cameroun. Pour y parvenir, nous adoptons un cadre d'analyse permettant de contrôler de manière simultanée les éventuels biais de sélection de l'échantillon et d'endogénéité de la variable éducation. La contribution majeure de cette étude s'inscrit sur le plan méthodologique avec la prise en compte de la double sélection dans la participation des individus au marché du travail et l'usage des *non-self-cluster mean* comme instruments dans le processus d'identification des modèles économétriques spécifiés.

Le recours à ce type d'instrument semble ici avéré. Les variables *non-self-cluster mean*, bien que rarement utilisées dans la littérature, sont des instruments appropriés en ce sens que, par définition, elles ne sont pas corrélées avec le terme d'erreur mais fortement corrélées à la variable instrumentée (Handa, 1996). Ce sont des valeurs calculées à partir de la moyenne d'une variable instrumentée pour tous les autres ménages d'une communauté, c'est-à-dire sans le score du ménage. Théoriquement, ces variables de niveau communautaire contrairement aux variables de niveau individuel satisfont généralement des conditions d'exclusion et d'orthogonalité d'un bon instrument.

La suite de l'article est organisée autour de trois grandes sections. La première section passe en revue la littérature théorique et empirique sur l'analyse du rendement de l'éducation. La deuxième section présente le cadre méthodologique, à savoir les sources de données, l'approche économétrique adoptée et la technique d'estimation. La troisième section présente les résultats de la recherche et ses implications en termes de politiques économiques.

1. REVUE DE LA LITTÉRATURE SUR LE RENDEMENT DE L'ÉDUCATION

La théorie de l'investissement en capital humain a donné naissance à une pléthore de travaux empiriques sur le taux de rendement de l'éducation. En concurrence parfaite, le salaire d'un individu est déterminé par sa productivité marginale. Cette section présente les fondements théoriques sur la relation entre éducation et revenu ainsi que l'analyse critique de la littérature empirique afférente.

1.1. Interprétation théorique de la corrélation entre scolarité et revenu

La corrélation scolarité-revenu, qui est à la base du calcul du taux de rendement de l'éducation, repose essentiellement sur la relation entre éducation et travail (Lemelin, 1984). Les interprétations qui mettent en évidence une telle relation s'inscrivent dans une approche économique ou non économique (Blaug, 1971 ; Lemelin, 1998).

L'interprétation économique s'appuie sur le jeu de l'offre et de la demande pour apprécier le taux de rendement de l'éducation. Dans cette logique, les plus scolarisés

³ L'étude de Njifen (2018) rapporte que dans l'enseignement supérieur les effectifs sont passés de 213 en 1962 à 244233 en 2011. Cette explosion des effectifs a permis de décerner 21737 diplômes en 2005, 32025 en 2008 et 53138 en 2011.

sont les mieux rémunérés parce que la demande de leurs services est plus grande que l'offre. Sous l'hypothèse de concurrence imparfaite et de rémunération à la productivité marginale en valeur, l'éducation accroît la productivité en améliorant les connaissances, aptitudes et habiletés. Selon les tenants de cette approche, les travailleurs sont hétérogènes et la demande des travailleurs plus scolarisés déterminée par leur productivité marginale est plus grande que la demande des travailleurs moins scolarisés. L'argumentation par l'offre admet que l'éducation a un coût, qui ne sera assuré que si l'éducation offre à l'issue de meilleures rémunérations et conditions de travail. La théorie du capital humain qui met en évidence l'enchaînement causal éducation - productivité - gain s'inscrit dans cette perspective où le système éducatif permet d'acquérir des compétences productives (Mincer, 1974 ; Becker, 1975).

L'approche sociologique s'appuie sur l'hypothèse selon laquelle l'éducation n'améliore pas directement la productivité des travailleurs. Elle n'est qu'un mécanisme de sélection permettant de réserver les meilleurs emplois à une élite. La corrélation scolarité-revenu tient à des éléments d'ordre affectif ou moral transmis par l'école, principal lieu de socialisation, d'adaptation à la vie de groupe (Baudelot et Establet, 1971). En d'autres termes, l'école est un lieu où se développent à des degrés divers les aptitudes au travail en équipe et donc le sens de la compétition. Par conséquent, la scolarisation est l'occasion d'acquérir des comportements utiles au travail.

Dans la version psychologique, le rôle principal de l'éducation n'est pas de modifier les aptitudes ou les attitudes mais de repérer les talents, ce qui réduit le coût d'acquisition de l'information sur la productivité des travailleurs. Les modèles comme celui d'Arrow (1973), de Spence (1973) ou encore de Thurow (1975) se rapprochent de l'interprétation psychologique. La relation entre scolarité et revenu pourrait traduire un effet « acquis de connaissances productives » et/ou un effet « signal des compétences » en accord avec les théories du filtre ou du signalement. La principale fonction de l'école n'est pas de former mais de classer et sélectionner les individus. L'investissement éducatif constitue tout autant un instrument de sélection qu'un instrument d'acquisition de capital humain. Si l'éducation est utilisée par l'employeur en quête d'information sur les aptitudes et la productivité des travailleurs, elle l'est aussi en retour par les travailleurs pour signaler leur productivité potentielle. Les employeurs tendent à appliquer ainsi une distribution des salaires dépendant des niveaux d'éducation. Face à une telle distribution, l'employé choisit le niveau d'investissement optimal maximisant ses gains futurs actualisés. Chez Spence comme chez Arrow, l'éducation n'est pas fondamentalement productive, néanmoins, à l'équilibre, les salaires augmentent avec l'éducation.

Dans le modèle de compétition pour l'emploi développé par Thurow (1975), le marché s'ajuste par l'emploi et non par le salaire. Dans une situation de pénurie d'emploi, les individus ne vont plus totalement arbitrer entre le rendement de l'éducation et l'investissement consenti dans l'éducation pour accepter un emploi. Mais les plus diplômés ont plus de chances d'obtenir un emploi que les moins diplômés, qui sont plus nombreux.

1.2. Revue des travaux empiriques

La littérature sur le rendement de l'éducation abonde de références et a été appliquée à divers pays, indépendamment de leur niveau de développement (Becker, 1964 ; Psacharopoulos et Woodhall, 1985 ; Murphy et Welch, 1992 ; Schultz, 2000 ; Acemoglu, 2002 ; Heckman et al., 2006 ; Oreopoulos, 2006 ; Psacharopoulos et Patrinos, 2018...). Le contexte africain a constitué le centre d'intérêt de différents auteurs dans cette vaste littérature. Psacharopoulos (1994) montre que l'éducation primaire est plus rentable à la fois économiquement et socialement que l'éducation

secondaire et tertiaire, en particulier dans les pays pauvres. En Afrique subsaharienne par exemple, le rendement d'une année d'éducation est en moyenne de 41,3% pour l'enseignement primaire, de 26,6% pour le secondaire et de 27,8% pour le supérieur. Ces résultats restent en cohérence avec les travaux pionniers qui notent une tendance à la baisse des taux de rendement avec le niveau d'éducation aux Etats-Unis (Becker, 1964). Ils sont également confirmés par d'autres auteurs, à l'instar de Psacharopoulos et Patrinos (2002).

Tableau 1. Aperçu des rendements de l'éducation

Pays	Taux de rendement privé			Taux de rendement social		
	Primaire	Secondaire	Supérieur	Primaire	Secondaire	Supérieur
OCDE	21,7	12,4	12,3	14,4	10,2	8,9
Afrique subsahar.	41,3	26,6	27,8	24,3	18,2	11,2
Ensemble	29,1	18,1	20,3	18,4	19,1	10,9

Source : Psacharopoulos (1994).

Cependant, certaines études rapportent plutôt une tendance à la hausse des taux de rendement avec le niveau d'éducation. Par exemple, Schultz (2004) dans une étude portant sur six pays africains⁴ a constaté que les rendements privés de l'éducation croissent avec le niveau d'éducation et tendent à être relativement plus élevés aux niveaux secondaire et post-secondaire. Au Nigéria, Aromolaran (2002) montre que les taux de rémunération horaires augmentent d'environ 2,5 et 2,4% pour chaque année d'enseignement primaire, d'environ 3,9 et 4,4% pour chaque année d'enseignement secondaire et de 10 et 12% par année d'enseignement tertiaire, respectivement pour les hommes et les femmes. L'étude d'Okuwa (2004) conforte les conclusions précédentes. Le salaire moyen des travailleurs augmente avec leur niveau de scolarité.

Pour le cas de l'Afrique du Sud, Mwabu et Schultz (1996) ont montré que les rendements de l'éducation tertiaire pour la population blanche augmentent de manière significative dans l'échelle des salaires, passant de 9 à 18%. Pour l'Éthiopie, Girma et Kedir (2005), après avoir contrôlé l'endogénéité en instrumentant l'éducation des parents, constatent que l'éducation est plus bénéfique chez les moins nantis. Le rendement d'une année d'éducation au premier décile est deux fois plus élevé qu'au neuvième décile. Dans une étude de cas sur l'Ouganda, Kavuma et al. (2015) analysent les rendements différenciés de l'éducation à la fois chez les salariés et les travailleurs indépendants. En utilisant les modèles de régression quantile, ils parviennent à la conclusion selon laquelle les rendements de l'éducation diminuent avec les quantiles considérés chez les deux types de travailleurs.

Pour le cas du Cameroun, Tafah-Edokat (1998) est l'un des premiers auteurs à constater que le rendement moyen de l'éducation est positif et plus élevé au niveau primaire, suivi des niveaux secondaire et post-secondaire. Cependant, cette étude modélise l'effet moyen sur un échantillon des salariés du secteur public. Une telle restriction de l'étude au seul secteur public ne révèle qu'une partie de la réalité du marché du travail. Plusieurs autres auteurs, notamment Bigsten et al. (2000), Aming et Awung (2005), Ewoudou et Vencatachellum (2006) ont tenté d'analyser le rendement de l'éducation au Cameroun. Cependant, ces travaux souffrent de nombreuses lacunes. S'agissant du problème de représentativité de l'échantillon, Bigsten et al. (2000) ont travaillé sur un échantillon de travailleurs de 170 entreprises du secteur

⁴ A savoir le Ghana, la Côte d'Ivoire, le Kenya, L'Afrique du Sud, le Nigeria et le Burkina-Faso.

manufacturier sans pouvoir informer les rendements dans les secteurs publics, formels ou informels non manufacturiers. Bigsten et al. (2000), Aming et Awung (2005) n'ont pas pris en compte certaines caractéristiques liées à la structure du marché du travail. Par ailleurs, Baye (2015) évalue l'effet de l'éducation sur les quantiles de salaires à partir de deux bases de données compilées (2005 et 2010) de l'emploi. Bien que cette étude traite à la fois de l'effet moyen et différencié de l'éducation, les problèmes de sélection voire d'endogénéité de l'éducation ne semblent pas clairement résolus.

La plupart des travaux signalés portant sur le rendement de l'éducation au Cameroun se sont limités aux travailleurs du secteur formel en ignorant le secteur informel. A l'inverse Nga Ndjobo et al. (2011) ont montré que les rendements privés de l'éducation sont élevés dans le secteur formel et décroissants dans le secteur informel. Nguetse Tegoum (2012) a mis en évidence l'effet positif de l'éducation sur les revenus des travailleurs du secteur informel. Les bénéfices induits par l'achèvement de l'éducation de base avec succès sont estimés à 20 % dans le secteur informel non agricole et à 28 % dans secteur informel agricole. Zamo Akono et Tsafack Nanfosso (2013) ont analysé l'effet de l'éducation dans différents segments du marché du travail au Cameroun. Malgré la correction du biais de sélection, leur étude ne prend pas en compte les problèmes d'endogénéité de certaines variables, notamment l'éducation. Par conséquent, la plupart de ces études présentent des faiblesses susceptibles de jeter le discrédit sur la robustesse des résultats.

Dans le but de contribuer à cette littérature, la présente étude propose une méthodologie originale. Elle est à notre connaissance la première qui tente de contrôler un double biais de sélection dans la participation au marché du travail. Nous estimons un probit bivarié afin de prendre en compte deux sources de biais potentielles : le choix d'être actif ou non et le choix d'être actif salarié ou non. Ces choix ne se font pas de manière aléatoire. Les gains salariaux ne peuvent être observés que chez les personnes qui sont en emploi salarié. De plus, elle traite de l'endogénéité du choix du secteur d'emploi, supposé comme un des canaux par lesquels l'éducation affecte les salaires. Le biais potentiel d'endogénéité de la variable éducation est considéré, et dans le traitement de ces biais nous recourons aux *non-self-cluster mean* qui sont des instruments spécifiques très rarement utilisés dans la littérature. Ces instruments validés suite au test d'exogénéité de Sargan remplissent les conditions d'orthogonalité et d'exclusion.

2. MÉTHODOLOGIE

Cette section vise, d'une part, à fournir brièvement les sources de données utilisées et, d'autre part, à présenter le modèle d'analyse.

2.1. Sources des données

Les données utilisées dans cette étude proviennent de l'enquête sur l'emploi et le secteur informel réalisée au Cameroun par l'Institut National de la Statistique en 2010. Elle permet de disposer des informations en coupe transversale sur des variables concernant l'emploi et les caractéristiques sociodémographiques. Elle permet de saisir les conditions d'activité (situation d'emploi, activités principale et secondaire, chômage, etc.) des membres des ménages et la situation des unités de production informelles⁵. Le nombre d'unités statistiques constituant ladite base est de

⁵ Le concept de secteur informel retenu pour cette enquête est celui adopté par le système de comptabilité nationale en 1993 où la distinction entre secteurs est faite au niveau des entreprises, selon des critères d'enregistrement administratif et de tenue d'une comptabilité formelle.

38599 individus dont 50,23% de femmes et 49,77% d'hommes, 41,3% d'actifs dont 3,08% de chômeurs au sens du BIT, 1,32% de chômeurs découragés et 58% d'inactifs. Parmi les actifs, par rapport au secteur d'emploi, 35% d'individus exercent dans le secteur informel quand 3,1% sont dans le secteur privé formel et 3,2% dans le secteur public. Selon le lieu de résidence, 57% résident en milieu urbain et 43% en milieu rural. Cette base compte 21490 jeunes âgés de 25 à 35 ans et 12820 âgés de 35 ans et plus. Environ 71% des salariés sont en situation de double emploi. Le gain mensuel moyen généré par l'emploi principal et/ou secondaire s'élève à 75 215 Francs CFA.

Tableau 2 : Distribution des revenus salariaux par quantile

Quantile	Gains
1 ^{er} Décile (D1)	23022
1 ^{er} Quartile (Q1)	30000
2 ^e Quartile (Q2)	43000
3 ^e Quartile (Q3)	99000
9 ^e Décile (D9)	154900
Rapport interquartile (Q3/Q1) : 3,30	
Rapport interdéciles (D9/D1) : 6,72	
Nombre d'observations : 7470	

Source : Calcul des auteurs.

Le tableau 2 présente la distribution des gains mensuels par quantile. Dans cet échantillon, 25% des moins payés gagnent moins de 30k FCFA alors que les 10% les mieux payés gagnent chacun plus de 154,9k FCFA. Le gain médian qui partage les salariés en deux sous-groupes d'égales proportions est de 43k FCFA. Ainsi, 50% des salariés de l'échantillon gagnent moins de 43k FCFA et 50% gagnent plus que cette somme. Le rapport interquartile montre que les 10% les mieux payés gagnent environ 6,7 fois plus que les 10% les moins rémunérés sur le marché du travail.

2.2. Spécification du modèle économétrique

Le cadre méthodologique proposé par Mincer (1974) permet d'estimer le taux de rendement de l'éducation. Il repose sur une traduction simplifiée du modèle d'accumulation optimale de capital humain au cours du cycle de vie (Ben-Porath, 1967 ; Becker, 1967). Il s'agit d'une fonction linéaire semi-logarithmique mettant en relation le logarithme des gains avec le nombre d'années d'éducation et l'expérience professionnelle. La spécification de l'équation structurelle adoptée est la suivante :

$$\ln W_i = \alpha_0 + \alpha_1 E_i + \alpha_2 Exp_i + \sum_{k=3}^4 \alpha_k T_{ik} + \sum_{k=5}^m \alpha_k X_{ik} + \varepsilon_i \quad (1)$$

où $\ln W$ représente le logarithme du gain salarial mensuel. Ce gain est mesuré par le salaire de l'emploi (principal et/ou secondaire) ; E est le nombre d'années d'éducation ; Exp est l'expérience professionnelle (c'est-à-dire la différence entre l'âge de l'individu et le nombre d'années d'éducation qui commence à l'âge de 6 ans) ; T_k représente le vecteur des variables comprenant trois secteurs d'emploi (public, privé et informel) ; X_k est le vecteur des autres variables explicatives considérées (âge, âge au carré et sexe) ; α_k représente le vecteur des paramètres à estimer ; α_0 est la constante et α_1 mesure le taux de rendement de l'éducation ; ε est le terme d'erreur représentant d'autres variables inobservées.

L'estimation de la fonction de gain comme celle spécifiée dans l'équation (1) pose en général de nombreux problèmes économétriques, notamment un biais de sélection dans l'échantillon et un biais d'endogénéité. En effet, les salaires des travailleurs dont le salaire de marché est inférieur au salaire de réserve ne sont pas observés, l'analyse des gains est potentiellement affectée par une sélection non aléatoire des individus sur le marché du travail. La variable dépendante de l'équation de gain ne peut être mesurée que si l'individu participe au marché du travail. Ainsi, les différences entre les caractéristiques des actifs et des non actifs peuvent être à l'origine d'un biais lié à la sélection non aléatoire de l'échantillon utilisé dans le processus d'estimation (Kavuma et al., 2015 ; Burger, 2018). L'estimateur par les moindres carrés ordinaires (MCO) peut alors aboutir à des résultats fallacieux (Gronau, 1979).

Pour corriger ces biais de sélection, nous adoptons une extension de la méthode à deux étapes d'Heckman (1979). La première consiste à estimer un modèle de sélection déterminant la participation au marché du travail. Après estimation, nous calculons le terme de correction appelé « inverse du ratio de Mills » qui est introduit ensuite comme régresseur supplémentaire dans le modèle de gain afin de contrôler la sélection endogène des participants au marché du travail (Kingdon et Söderbom, 2007 ; Rankin et al., 2010 ; Leyaro et al., 2012). A la différence de ces travaux, nous prenons en compte dans cette étude un double biais de sélection inhérent aux décisions de participation au marché du travail. Il est probable que les individus qui travaillent ont des caractéristiques observables et/ou inobservables différentes de ceux qui sont au chômage. Il est également probable que les salariés aient des caractéristiques qui les diffèrent des travailleurs indépendants, ce qui biaiserait nos résultats. La spécification d'un probit bivarié liée à ces décisions permet d'estimer simultanément la probabilité d'être actif occupé et la probabilité d'être salarié. Les deux équations de forme réduite, au sens large et au sens strict, de participation au marché du travail sont les suivantes :

$$Y_{i1}^* = \beta_{01} + \sum_{k=1}^m \beta_{1k} Z_{ik} + \mu_{i1} \quad (2)$$

$$Y_{i2}^* = \beta_{02} + \sum_{k=1}^m \beta_{2k} Z_{ik} + \mu_{i2} \quad (3)$$

Dans ce modèle, Y_1^* et Y_2^* sont des variables latentes qui influencent la probabilité d'être actif occupé et la probabilité d'être salarié. Ces deux variables dépendent des mêmes caractéristiques, Z_k , mais leur influence peut différer entre elles (β_{1k} est *a priori* différent de β_{2k}). Z_k représente le vecteur des variables explicatives incluant la classe d'âge, le milieu urbain, le statut matrimonial, le sexe masculin, le niveau de diplôme, la religion musulmane, la langue nationale et le nombre d'enfants dans le ménage. La bonne identification de ce modèle est assurée par l'ajout d'une variable instrumentale, selon Maddala (1983). Comme instrument, nous introduisons un « *non-self-cluster proportion* » qui représente la fréquence des participants par ménage à l'exclusion du ménage de l'individu dans sa zone de résidence. Cependant, Y_1^* et Y_2^* étant des variables latentes, elles ne peuvent être observées. Soit Y_1 et Y_2 les variables représentant respectivement la probabilité de participer comme actif occupé et la probabilité d'être en emploi salarié, on note :

$$Y_{i1} = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_{i1}^* = \beta_{01} + \sum_{k=1}^m \beta_{1k} Z_{ik} + \mu_{i1} > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (4)$$

$$Y_{i2} = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_{i2}^* = \beta_{02} + \sum_{k=1}^m \beta_{2k} Z_{ik} + \mu_{i2} > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (5)$$

où $Y_{i1} = 1$ si l'individu i est actif occupé sur le marché du travail ; $Y_{i2} = 1$ si l'individu est salarié. En supposant que les termes d'erreur des équations (3) et (4) peuvent être corrélés, deux cas de figure peuvent être distingués : $\rho_{\mu_1\mu_2} = 0$ et $\rho_{\mu_1\mu_2} \neq 0$, où ρ représente le coefficient de corrélation. Si $\rho_{\mu_1\mu_2} = 0$, alors le probit bivarié est inapproprié et il est préférable d'estimer séparément les deux équations. Si $\rho_{\mu_1\mu_2} \neq 0$, nous estimons un probit bivarié nous permettant d'estimer les effets des variables explicatives et d'obtenir le terme de correction du biais de sélection appelé inverse du ratio de Mills. Le fait d'estimer les deux probabilités simultanément permet une distribution normale conjointe de $(\varepsilon, \mu_1, \mu_2)$ de moyenne 0 et dont la matrice de covariance s'écrit :

$$\begin{pmatrix} \varepsilon \\ \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} \rightarrow N(0, \Sigma) \text{ où } \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_{\mu_1} & \sigma_{\mu_2} \\ \sigma_{\mu_1} & \sigma_{\mu_1}^2 & \sigma_{\mu_2\mu_1} \\ \sigma_{\mu_2} & \sigma_{\mu_2\mu_1} & \sigma_{\mu_2}^2 \end{pmatrix}$$

où $\sigma_{\mu_1}^2$ et $\sigma_{\mu_2}^2$ sont normalisés à 1. L'estimation du système d'équations (4) et (5) par la méthode du maximum de vraisemblance nous permet d'obtenir une seule inverse du ratio de Mills.

Dans la fonction de gain, l'éducation (E) et le secteur d'emploi (T) sont potentiellement endogènes. En effet, les individus décident généralement de chercher du travail dans le secteur public, privé ou informel. La sélection dans ces secteurs d'emploi n'est probablement pas un processus aléatoire (Bayes, 2015). Ne pas tenir compte de cette sélectivité aboutit à des estimateurs biaisés avec les MCO. Pour corriger ce biais, nous utilisons un modèle probit multinomial pour estimer le modèle de choix de secteur d'emploi. La probabilité de choisir le secteur d'emploi $j = 1, 2$ et 3 (respectivement informel, public et privé) est de la forme suivante :

$$\Pr(S = j | j = 3; Z) = \Phi \left(\beta_0 + \sum_{h=1}^n \beta_h Z'_{ih} + \sum_{h=n+1}^{n'} \beta_h Z'_{ih} \right) \quad (6)$$

où S est un indicateur de choix du secteur d'emploi; le secteur informel étant considéré comme modalité de référence ; Z'_h est le vecteur de variables explicatives comprenant n covariables exogènes et $(n' - n)$ variables instrumentales qui influent sur les choix du secteur d'emploi mais n'affectent pas directement le salaire, notamment le sexe, le milieu urbain, la situation familiale, le nombre d'enfants dans le ménage, le canal de recherche d'emploi, le type d'école fréquentée, le niveau de diplôme et la classe d'âge. A ces variables, l'on ajoute un *non-self-cluster proportion* comme variable instrumentale dans le but d'identifier le modèle. Cet instrument représente la fréquence des employés par ménage exerçant dans les trois secteurs d'emploi à l'exclusion du ménage d'appartenance de l'individu dans sa zone de résidence. Les interactions entre les individus et leur environnement direct créent un effet d'entraînement et d'imitation sur les comportements. Le fait pour un individu de savoir les membres du ménage voisin travailler dans un secteur donné peut constituer un élément d'incitation. β_h indique le vecteur des paramètres à estimer. Après estimation du modèle probit multinomial ainsi spécifié, les probabilités prédites (λ_k) sont calculées puis introduites comme régresseurs additionnels dans le modèle (1).

Par ailleurs, la variable éducation (E) est potentiellement endogène. Cette endogénéité présumée résulte du fait que l'habileté des travailleurs captée par le terme d'erreur est systématiquement corrélée à la fois avec les années d'éducation et les gains (Card, 2001). La scolarisation est influencée par les aptitudes, l'origine sociale et la qualité de l'éducation qui sont susceptibles d'affecter directement le gain. Le fait d'attribuer à l'éducation la totalité des différences de gains conduit à la surestimation du taux de rendement (Welland, 1980). En s'inspirant des auteurs comme Kerr et Quinn (2010), Rankin et al. (2010) ou encore Leyaro et al. (2012), la spécification de l'équation de forme réduite de demande d'éducation est la suivante :

$$Ed_i = \gamma_0 + \sum_{i=1}^k \gamma_i C_i + \sum_{i=k+1}^n \gamma_i C_i + v \quad (7)$$

Dans l'équation (7), Ed représente le nombre d'années d'éducation, C_i est le vecteur des variables explicatives dont k variables exogènes comprenant le sexe, la religion, le milieu de résidence, le type d'école fréquentée, le niveau d'éducation du père et les motifs d'arrêt des études et $(n - k)$ variables instrumentales qui influencent directement le niveau d'éducation sans affecter les gains. A la différence de nombreux auteurs⁶, nous utilisons comme variable instrumentale un *non-self-cluster mean education*. Cette variable représente le niveau d'éducation moyen des autres membres de la société où réside l'individu concerné. S'inspirant de « l'effet Veblen » où les individus ont tendance à imiter les comportements des autres c'est-à-dire des personnes qui sont dans leur entourage direct (voisins, amis et autres membres de la société), nous envisageons par cet instrument que le rythme d'investissement dans l'éducation par les autres membres de la société a un effet d'entraînement positif sur la scolarisation individuelle. Après estimation du modèle (7), l'on prédit le terme d'erreur qui est ensuite introduit dans le modèle (1). De toutes ces considérations, la fonction de contrôle qui prend simultanément les éventuels biais de sélection et d'endogénéité est spécifiée comme suit :

$$\ln W_i = \psi_0 + \psi_1 E_i + \psi_2 Exp_i + \sum_{k=3}^4 \psi_k T_{ik} + \sum_{k=5}^m \psi_k X_{ik} + \sum_{k=m+1}^{m+3} \psi_k \lambda_k + \varphi \hat{v} + \varepsilon_i \quad (8)$$

où $\ln W$ représente le logarithme de gain mensuel ; E le nombre d'années d'éducation ; Exp l'expérience professionnelle ; T_k les secteurs d'emploi (public et privé) ; X_k l'ensemble des variables explicatives, à savoir l'âge, l'âge au carré, l'expérience et le sexe ; ψ_k est le vecteur des paramètres à estimer ; λ_k le vecteur des termes de correction issus du modèle probit bivarié et du probit multinomial. Les coefficients associés à ces différents termes de correction captent l'effet de la corrélation des termes d'erreur du modèle de sélection avec celui de l'équation de gain ; \hat{v} est le résidu estimé de l'équation de forme réduite d'éducation ; ε correspond au terme d'erreur. L'estimation de cette fonction de gain permet alors d'obtenir des estimateurs sans biais.

2.3. Technique d'estimation du modèle

L'équation (8) mesure globalement le rendement moyen d'une année d'éducation additionnelle. Cependant, les rendements pourraient être hétérogènes le long

⁶ Différents instruments sont utilisés : le trimestre de naissance dans Angrist et Krueger (2001), la consommation précoce de tabac chez Evans et Montgomery (1994), le revenu ou l'éducation des parents (Usitalo, 1999 ; Harmon et Walker, 2000 ; Girma et Kedir, 2005), les réformes éducatives affectant l'âge de fin de scolarité (Dickson, 2009) et le développement de l'enseignement obligatoire (Brunello et al., 2013).

de la distribution des revenus salariaux. Une telle hétérogénéité a des implications sur le rôle de l'éducation en matière de réduction des inégalités et des implications politiques en matière d'investissement dans l'éducation. Les rendements conditionnels pour cinq quantiles correspondant aux 10^e, 25^e, 50^e, 75^e et 90^e centiles sont estimés. Le choix de ces quantiles repose sur une logique de catégorisation sociale des salariés. Les 10^e et 25^e centiles permettent d'analyser la situation des travailleurs considérés respectivement comme vulnérables et pauvres c'est-à-dire les 10% des salariés qui gagnent moins de 23k et les 25% des salariés qui perçoivent chacun un salaire se situant en deçà du salaire minimum (conventionnellement fixé à 36,27k). Le 90^e centile représentant les salariés les mieux payés. Après l'estimation, le poids de chaque variable dans l'échantillon est généré afin d'extrapoler les coefficients estimés à la population totale.

3. PRÉSENTATION DES RÉSULTATS

Dans cette section, nous présentons les résultats issus du processus d'estimation de la fonction de gain : nous analysons les résultats de l'estimation du modèle de sélection, de l'estimation du choix du secteur d'emploi, de l'estimation de l'équation de demande d'éducation et enfin de l'évaluation du rendement de l'éducation. Dans le processus d'estimation, le test de validité des instruments (test de Sargan) n'a pas été considéré car nous n'avons utilisé qu'un seul instrument par équation estimée. Le test de Sargan n'est en pratique possible que si l'on dispose d'au moins une variable instrumentale de plus que de variables endogènes du modèle (Gujarati et Sangeetha, 2007).

3.1. Les déterminants de la participation au marché du travail

Plusieurs constats émanent de la lecture du tableau 3. Le coefficient de corrélation entre les résidus de chacune des deux équations est positif (0.2789) et significatif ($P = 0.00 < 0.01$). Il confirme le fait que la probabilité d'être actif occupé sur le marché du travail est potentiellement déterminée simultanément avec la probabilité d'être salarié. Ce qui revient à dire que les individus ayant une probabilité plus forte d'être actif occupé que celle liée à leurs caractéristiques observables sont plus enclins à occuper des emplois salariés. La significativité de ce coefficient confirme la pertinence du recours au modèle biprobit pour contrôler le biais de sélection. Par ailleurs, nous observons, toutes choses étant égales par ailleurs, qu'une vie en couple ou le fait d'être marié augmente significativement de 13,1% la probabilité de participer au marché du travail comme actif salarié par rapport aux personnes célibataires. Les charges familiales au sein des ménages poussent les conjoints à offrir leur force de travail contre un revenu. Cependant, le fait d'être veuf ou divorcé diminue plutôt cette probabilité de l'ordre de 3,2%.

Le lieu de résidence affecte spécifiquement la situation sur le marché du travail. Le fait de résider en milieu urbain réduit la probabilité d'être actif avec un emploi salarié. Malgré l'offre d'emploi relativement élevée en zone urbaine, la concurrence est plus rude et, dans le contexte camerounais, la probabilité pour un chercheur d'emploi de trouver un travail salarié bien rémunéré est limitée.

L'effet marginal de la probabilité pour un homme de participer comme actif salarié est de 2,1%. Il est probable que les femmes arrivent précocement sur le marché du travail mais sont victimes des éventuelles formes de discrimination dans l'accès à l'emploi salarié. Par ailleurs, les personnes de la tranche d'âge entre 25 et 35 ans et plus de 35 ans présentent relativement plus de chances de participation au marché du travail. Toutes choses étant égales par ailleurs, le fait d'appartenir à ces tranches d'âge augmente les chances de participation de l'ordre de 26,9% et 18,8% respectivement. Le fait d'être musulman diminue significativement la probabilité

d'être actif salarié d'environ 1,8%. Ce résultat est cohérent avec les travaux d'Ekamena Ntsama (2014) qui rapportent que, sous l'effet des croyances traditionnelles au Cameroun, la religion musulmane réduit les chances de participation des femmes au marché du travail.

Tableau 3 : Résultats de l'estimation du modèle biprobit de sélection

Variable dépendante	Participation au sens large		Participation au sens strict		Effets marginaux après biprobit	
	Coefficient	t-Student	Coefficient	t-Student	Effets marginaux	t-Student
Marié	0.5464***	18.84	0.1164***	3.98	0.13156***	13.61
Veuf/divorcé	0.02568	0.52	-0.143***	-2.69	-0.0321*	-1.89
Residence urbaine	-0.217***	-10.53	-0.220***	-10.21	-0.0978***	-13.40
Masculin	-0.273***	-14.24	0.3085***	15.21	0.02127***	3.15
Langue nationale	-0.0346	-0.75	0.1117***	2.24	0.02004	1.27
Primaire	-0.0071	-0.32	0.1048***	4.49	0.0246***	3.12
Secondaire 1	0.1053***	3.12	0.01631	0.45	0.0243**	2.06
Secondaire 2	0.00647	0.16	0.0098	0.25	0.0037	0.29
Supérieur	0.02160	0.39	0.1913***	3.22	0.0509**	2.67
Musulman	-0.0339	-1.36	-0.0480*	-1.82	-0.0186**	-2.12
Nombre d'enfants du ménage	-0.061***	-2.68	-0.343***	-14.24	-0.9813***	-12.18
Entre 25 et 35 ans	0.2865***	10.38	0.9148***	32.45	0.2691***	30.12
Plus de 35 ans	-0.144***	-4.61	1.0563***	31.77	0.1885***	17.84
<i>Non-self-cluster</i>	1.3269***	16.59	2.650***	30.34	-1.3685***	46.90
Constante	-0.700***	-13.40	-2.650***	-36.10		
/athrho	0.2789***	22.30				
Rho	0.27896					
Nombre d'observations = 21546		Wald chi2 (28) = 6013.85				
Prob. > chi2 = 0.0000		(***)(**)(*) significatif à (1%)(5%)(10%)				

Source : calcul des auteurs.

Le niveau d'éducation joue un rôle déterminant. Par rapport aux non scolarisés, les niveaux d'éducation primaire et secondaire améliorent de 2,46% et 2,43% respectivement la probabilité d'être salarié. Le niveau universitaire reste un atout majeur. Il augmente de 5,09% la chance d'être salarié. Plus l'individu est diplômé, plus sa probabilité d'occuper un emploi salarié augmente. Par conséquent, le niveau d'instruction apparaît comme un facteur de réduction des inégalités prégnantes sur le marché du travail.

Le nombre d'enfants à la charge du chef de ménage affecte négativement la probabilité d'occuper un emploi salarié ; l'effet marginal est de -98%. L'analyse des genres en économie du travail apporte quelques éléments de compréhension. Les femmes issues des ménages ayant de lourdes charges domestiques (plusieurs enfants à bas âge par exemple) tendent à être moins présentes sur le marché du travail. Dans une moindre mesure, ces femmes travailleraient plus comme indépendantes.

Enfin, la présence d'un actif salarié dans un ménage pourrait aussi influencer les choix d'occupation de ses proches. L'augmentation de la variable *non-self-cluster activité* diminue la probabilité qu'un individu participe comme actif salarié sur le marché du travail. Dans la zone de résidence d'un individu, la présence d'un nombre important d'actifs dans d'autres ménages autres que le sien constitue en soi un frein à la participation des individus au marché du travail.

3.2. Les déterminants du choix du secteur d'emploi

De manière générale, la différence observée entre les différents coefficients confirme l'hypothèse d'hétérogénéité des différents secteurs d'emploi sur le marché du

travail. Le tableau 4 montre que le niveau d'éducation influence significativement le choix du secteur d'emploi. L'effet marginal est positif. Ce qui traduit le fait que les probabilités de choix du secteur public ou privé augmentent avec le niveau d'éducation. Ce résultat est une indication du rôle joué par l'éducation dans l'orientation vers les emplois formels. La rentabilisation des investissements en éducation est plus probable dans le secteur formel que dans le secteur informel. De ce point de vue, la formalisation du secteur informel peut aider à absorber le nombre croissant de diplômés dans le pays.

Tableau 4 : Déterminants du type d'emploi

Variables	Secteur privé		Secteur public	
	Effets marginaux	t-student	Effets marginaux	t-student
Résidence en milieu urbain	0.02590***	5.33	0.0159*	1.94
Stratégie d'emploi formelle	0.0957***	5.30	0.1897**	1.96
Masculin	0.04024***	9.05	0.02107***	3.28
Nombre d'enfants du ménage	-0.0626***	-10.01	0.11492***	11.10
Ecole confessionnelle	0.07603***	17.1	0.0925***	15.8
Ecole privée laïque	0.0801***	17.4	0.1017***	16.06
Entre 25 ans et 35 ans	0.08684***	22.4	0.0931***	22.2
35 ans et plus	0.11367***	34.1	0.1127	26.7
Primaire	0.07430***	24.9	0.0728***	20.6
Secondaire 1	0.11144***	18.7	0.1302***	16.7
Secondaire 2	0.16636***	18.6	0.1612***	15.7
Supérieur	0.20155***	13.2	0.2665***	14.5
Non-self cluster emploi	-0.04523***	-6.85	-0.0856***	-2.70
Pr (secteur emploi == 2)	0.08886			
Pr (secteur emploi == 3)			0.09210	
Pr (secteur emploi == 1) = 0.81902 Base outcome = secteur informel				
Nombre d'observations = 13171 Wald chi2 (26) = 3470.33 Prob. > chi2 = 0.00				
(***)(**)(*) significativité à 1%, 5% et 10% respectivement				

Source : calcul des auteurs.

Le nombre d'enfants vivant dans le ménage réduit de manière significative la probabilité de choisir le secteur privé. L'effet marginal du nombre d'enfants est de l'ordre de -6%. Cependant, il influence positivement le choix du secteur public avec un effet marginal de 11,4%. Cet effet différencié peut se justifier par la gestion des ressources humaines dans le secteur privé. Ce secteur tend à minimiser les charges de sécurité sociale liées aux enfants et de même à ne pas tolérer les absences et les retards qui, parfois, sont liés aux éventuelles prises en charge des enfants. Ce qui n'est pas le cas dans le secteur public qui tend à présenter en la matière une gestion plus souple.

Le type d'école fréquenté par l'individu influence le choix du secteur formel privé ou public. Le fait de fréquenter une école confessionnelle augmente de 7,6% la probabilité de travailler dans le secteur privé et de 9,2% dans le secteur public. De même, l'école privée laïque augmente respectivement de 8% et de 10,17% les probabilités de travailler dans le secteur privé et le secteur public. Le secteur public étant par essence laïc absorbe sans aucune discrimination les personnes provenant des écoles confessionnelles et des écoles privées laïques.

Le sexe influence significativement le choix du secteur formel : être de sexe masculin affecte positivement de 4% et de 2,1% les probabilités de travailler respectivement dans le secteur privé et le secteur public. Au-delà de la discrimination que l'on pourrait évoquer, cette situation peut découler du choix délibéré des femmes de ne pas travailler pour s'occuper des enfants à bas âge. Parallèlement, certaines

études, à l'instar de Njike Njikam et al. (2005), montrent que les femmes sont plus présentes que les hommes dans les emplois indépendants et vulnérables au Cameroun. En ce qui concerne l'âge, les personnes de plus de 25 ans ont plus de chances de travailler dans le secteur privé formel que les jeunes de moins de 25 ans. Ce qui semble logique dans la mesure où l'expérience professionnelle corrélée à l'âge est souvent exigée comme critère d'accès dans ce secteur. En outre, les modes de recrutement dans ce secteur sont très sélectifs et exigent des qualifications que les jeunes de moins de 25 ans n'auraient pas encore. Dans le secteur public, le fait d'être au-delà de 35 ans n'a aucune influence significative tandis que ceux de la tranche 25-34 ans ont probablement plus de chances de travailler dans le secteur public. D'après les textes réglementaires, l'âge limite pour concourir à la fonction publique est de 32 ans. Ainsi, au-delà de 35 ans, les chances liées au choix du secteur public sont nulles. Le fait de vivre en milieu urbain accroît les probabilités de choix du secteur privé de 2,5% et du secteur public de 1,5%.

Les canaux formels de recherche d'emploi jouent un rôle significatif. Le fait de recourir aux services publics d'insertion, de concourir à un poste ouvert ou encore de répondre à un appel à candidature, entre autres, augmente de 9,5% et 18,9% les probabilités de travailler dans le privé formel et dans le secteur public, respectivement. Dans un contexte où le niveau de corruption est non négligeable, ce résultat doit être nuancé, étant donné la prédominance du capital social (canaux informels de recherche) qui caractérise l'insertion professionnelle des jeunes. Selon l'Institut National de la Statistique, plus d'un travailleur sur deux sur le marché du travail mobilise les réseaux privés comme stratégie de recherche d'emploi au Cameroun.

Enfin, l'effet de la variable *non-self-cluster emploi* sur l'allocation des emplois par secteur est significativement positif. Lorsque la fréquence des individus occupant des emplois salariés par cluster augmente d'une unité, les probabilités que l'individu occupe un emploi dans le secteur privé ou dans le secteur public diminuent de 4,5% ou 8,5% respectivement. Par ailleurs, la probabilité prédite de succès dans le choix du secteur public est de 9,2% légèrement supérieure à celle du secteur privé qui est d'environ 8,8%.

3.3. Les déterminants de la demande d'éducation

Les hommes prolongent plus les études que les femmes (tableau 5). Ce résultat traduit la persistance des inégalités de genre dans l'accès à l'éducation au Cameroun. Les inégalités s'observent aussi du fait des disparités entre milieu urbain et milieu rural. La localisation en milieu urbain favorise l'accès à l'école et l'allongement de la scolarité.

Le niveau d'éducation du père affecte positivement la durée d'éducation. L'augmentation d'une année d'éducation chez le père améliore significativement la durée d'éducation de 1,2%. Il est reconnu dans de nombreuses études que le cadre d'apprentissage que des parents éduqués peuvent offrir à leur enfant impacte leur niveau d'éducation (Bourdieu et Passeron, 1970 ; Beaudelot et Estabiet, 1979).

Plusieurs motifs peuvent empêcher un jeune de poursuivre ses études comme le montre le tableau 5 : l'échec scolaire, les difficultés financières auxquelles sont confrontés les ménages, les cas de grossesse chez la jeune fille.

Enfin, les résultats du tableau 5 indiquent que l'augmentation d'une unité dans le niveau d'éducation moyen par cluster mesuré par la variable *non-self-cluster mean éducation* augmente significativement de 5,4% la durée d'éducation de l'individu. Ce résultat peut en effet s'expliquer par des effets de pairs (Benabou, 1993) où le comportement des voisins influe sur le propre comportement d'un individu. L'éducation tend à adapter les individus aux valeurs dominantes de la société et en retour, ces

dernières provoquent des transformations sociales qui tendent à se diffuser sur l'ensemble de la société par la transmission des nouvelles valeurs. Dans cette perspective, le niveau d'éducation des membres de l'entourage d'un individu constitue un facteur déterminant de sa socialisation scolaire.

Tableau 5 : Résultats de l'estimation de la fonction de demande d'éducation

Variable dépendante : log (année d'éducation)		
Variabiles explicatives	Coefficients	t-student
Constante	0.74060	42.19
Masculin	0.12242*	1.70
Musulman	-0.16305	-1.58
Résidence en milieu urbain	0.651421***	8.15
Ecole privée confessionnelle	-0.090168	-0.87
Ecole privée laïque	0.32798***	3.08
Année d'éducation du père	0.01227*	1.90
Arrêt des études pour échec scolaire	-1.22962***	-10.98
Arrêt des études pour difficultés financières	-0.86470***	-7.17
Arrêt des études pour grossesse	-1.73285***	-8.66
<i>Non-self-cluster mean education</i>	0.05492***	4.16
Nombre d'observations = 10388 F(10, 10336) = 144.38 Prob> F = 0.0000		
R ² = 0.5809 (***)(**)(*) significativité à 1%, 5% et 10% respectivement.		

Source : calcul des auteurs.

3.4. Le rendement de l'éducation et autres déterminants de la fonction de gain

Dans le tableau 6, la première colonne présente les résultats de l'estimation, en moyenne, du modèle de gain. La significativité globale du modèle est satisfaite au seuil de 1%. Le coefficient d'ajustement montre qu'environ 78,5% des gains sont expliqués par les variables introduites dans le modèle. Les cinq autres colonnes suivantes affichent respectivement les résultats par quantile de gains. Le coefficient associé à la constante peut être considéré comme le quantile des employés ayant les modalités de référence. Il est significativement positif, ce qui traduit le fait que les employés avec ce profil ne subissent pas de pertes de revenus sur le marché du travail. En plus, le terme de sélection est significatif et statistiquement différent de zéro (au seuil de 1%). Ce qui confirme l'existence d'effets de sélection et justifie la pertinence du terme de correction dans le processus d'estimation.

Théoriquement, les profils âge-gain sont concaves (Lemelin, 1998) : ils ont une forme en U inversé. Nos résultats montrent qu'en moyenne et par quantile, les gains, à âge donné, augmentent à taux croissant sous l'effet de l'accumulation du capital humain. En moyenne, ce taux est de 1,2%. Dans la distribution des gains par quantile, l'effet de l'âge n'est observé que chez les travailleurs à revenu intermédiaire (médian). Vers le haut et vers le bas de la distribution des gains, les coefficients associés à l'âge ne sont pas statistiquement différents de zéro. Cependant, les profils de gain sont concaves. A âge au carré donné, les gains évoluent à taux décroissant. Théoriquement, l'augmentation des gains avec l'âge atteint le maximum dans la quarantaine ou la cinquantaine. Dans notre étude, les gains diminuent à un taux moyen de 1,1% et le gain médian diminue à un taux de 2,6%. Globalement, la rentabilité de l'éducation est plus apparente chez les moins jeunes.

Selon Mincer (1974), le profil âge-gains ne ferait que refléter l'augmentation de la productivité due à un investissement en capital qui va bien au-delà de la scolarité.

sation. Son effet sur les gains est évalué en considérant le nombre d'années d'expérience sur le marché du travail. Les résultats montrent que l'expérience influence significativement les gains. Globalement, le rendement d'une année d'expérience est en moyenne de 25,1% et paraît plus important au niveau médian. A niveau d'expérience donné, les gains augmentent au taux de 25,8% chez les travailleurs à niveau de revenu intermédiaire. Ce taux est relativement faible au premier quartile, soit 19,2%, et au troisième quartile, 9,9%. Aux premier et neuvième déciles, l'effet marginal d'une année d'expérience est de 22% et 18,7% respectivement. Les taux de rendement de l'expérience évoluent en dents de scie le long de la distribution des gains.

Tableau 6 : Identification des déterminants de la fonction de gains

Variable dépendante : log (gain mensuel)						
Variables explicatives	Moyenne	1 ^{er} décile (0.1)	1 ^{er} quartile (0.25)	2 ^e quartile (0.5)	3 ^e quartile (0.75)	9 ^e décile (0.9)
Année d'éducation (t-student)	0.0713*** (3.56)	0.02531 (1.03)	0.0685*** (6.54)	0.0490*** (4.29)	0.0799*** (3.35)	0.0968*** (0.91)
Expérience (t-student)	0.2518*** (4.40)	0.22035*** (4.84)	0.1922*** (3.79)	0.2583*** (8.21)	0.0997 (1.29)	0.1875 (1.40)
Age (t-student)	0.0120*** (4.20)	0.01336 (1.12)	0.00438 (0.57)	0.0301*** (3.17)	0.0142 (0.67)	0.00921 (0.33)
Age au carré (t-student)	-0.0110* (-1.70)	-0.01741 (-1.46)	-0.00603 (-0.79)	-0.0268*** (-3.21)	-0.0213 (-1.14)	-0.0015 (-1.2)
Masculin (t-student)	0.0966*** (4.07)	0.05984*** (3.09)	0.12215*** (6.37)	0.0845*** (3.78)	0.1062 (3.04)	0.0672 (1.38)
Secteur public (t-student)	0.3800*** (6.32)	0.38103*** (4.83)	0.390211*** (4.53)	0.5221*** (5.32)	0.3768*** (3.89)	0.2483*** (3.17)
Secteur privé (t-student)	0.3136*** (7.59)	0.2461*** (6.79)	0.2176*** (3.56)	0.3263*** (6.70)	0.3492*** (5.11)	0.3701*** (4.17)
Mills sélection (t-student)	0.1986*** (3.21)	0.07590 (1.56)	0.01665** (2.23)	0.01092** (2.14)	0.014675* (1.91)	0.02737 (1.58)
Mills secteur public (t-student)	-0.159*** (-4.37)	-0.6526** (-2.33)	-0.4835** (-2.21)	-0.2145*** (-5.82)	-0.2739*** (-7.47)	-0.320*** (-5.22)
Mills secteur privé (t-student)	-0.119*** (-6.50)	-0.1208*** (-5.16)	-0.1445*** (-9.80)	-0.1343*** (-8.03)	-0.1234*** (-6.01)	-0.1028*** (-5.89)
Résidu prédit (t-student)	-0.042*** (-4.89)	-0.01843 (-1.33)	-0.03762*** (-4.28)	-0.0407*** (-5.51)	0.0293* (1.62)	-0.6397*** (-3.79)
Education*residu (t-student)	-0.0731 (-8.97)	-0.0423** (-2.31)	-0.070558*** (-8.60)	-0.06657*** (-8.15)	-0.0693*** (-4.92)	-0.0898*** (-5.14)
Constante (t-student)	5.4151 (10.69)	4.2476*** (5.68)	4.5362*** (6.91)	6.07708 (14.02)	6.3031*** (12.62)	7.4207*** (11.00)

Source : Calcul des auteurs.

L'écart de gains entre hommes et femmes est l'une des questions abondamment étudiées dans la littérature sur la discrimination. Nos résultats révèlent que les hommes gagnent en moyenne 9,6% de plus que les femmes. Ils vérifient que les femmes sont rarement en situation de pluriactivité sur le marché du travail. Des auteurs à l'instar de Njike Njikam et al. (2005) montraient déjà des disparités de revenu entre les hommes et les femmes dans les segments non protégés du marché du travail au Cameroun. Ces disparités sont liées à l'absence de réglementation qui limite les disparités non compensatrices de gain et des pratiques discriminatoires. Par ailleurs, les différences de gains apparaissent significatives pour tous les quantiles considérés. Entre le premier décile et le premier quartile (entre les travailleurs les plus faiblement payés), le rendement passe de 5,9% à 12,2%. Au-delà, l'évolution de l'écart de gain entre sexes apparaît descendante : 8,4% au niveau médian et 6,7% au neuvième décile. Ainsi, les différences de gains sont relativement moins importantes au bas (premier décile) et au sommet (neuvième décile) de la distribution.

L'allocation des emplois par secteur influence les profils de gains. Dans l'ensemble, le taux de rendement du secteur formel (privé et public) est nettement supérieur au taux de rendement du secteur informel. Le choix d'un emploi dans le secteur public augmente en moyenne les gains de 38% et celui du secteur privé formel de 31,4%. Toutefois, la distribution des gains par quantiles diffère dans les secteurs public et privé. Le profil des gains a la forme d'un U inversé dans le secteur public. Le taux de rendement augmente d'abord de 38,1% au premier décile à 52,2% au niveau médian (maximum) puis ensuite diminue progressivement de 37,6% au troisième quartile à 24,8% au neuvième décile. Ainsi, dans le secteur public, les travailleurs de niveau intermédiaire tirent plus avantage en termes de gains. S'agissant du secteur privé, les taux de rendement augmentent progressivement du bas (1^{er} décile) vers le haut (9^e décile) de la distribution des gains, passant respectivement de 24,6% à 37%. Au niveau médian, ce taux est de 32,6%. Les rendements des emplois sont plus bénéfiques aux salariés les mieux payés.

Globalement, la corrélation entre l'éducation et le gain est positive aussi bien en moyenne que par quantile de gain. Le taux de rendement moyen d'une année d'éducation supplémentaire est de 7,1%. Ce taux est cohérent avec les travaux de Belzil et Hansen (2002). Ces auteurs rapportent que le rendement moyen de l'éducation se situe entre 5% et 15% et dépend du pays et de la méthodologie adoptée. Ainsi, au Cameroun, ce taux de rendement est légèrement supérieur au taux de 5,6% rapporté par Baye (2015) ou encore 8,8% chez Zamo-Akono et Tsafack Nanfosso (2013). Toutefois, ce taux masque les disparités dans le rendement par catégories sociales, notamment les salariés à revenu faible (pauvres), les salariés à revenu intermédiaire et les salariés à revenu élevé (riche).

Tableau 7 : Résultats du test d'homogénéité des coefficients de pente

Hypothèse nulle	Statistique du test	Décision
(1) [q10] edu - [q25] edu = 0 (2) [q10] edu - [q50] edu = 0 (3) [q10] edu - [q75] edu = 0 (4) [q10] edu - [q90] edu = 0	F(4, 1825) = 6.49 Prob > F = 0.0000	Rejeter l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients de pentes
(1) [q25] edu - [q50] edu = 0 (2) [q25] edu - [q75] edu = 0 (3) [q25] edu - [q90] edu = 0	F(3, 1825) = 8.64 Prob > F = 0.0000	Rejeter l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients de pentes
(1) [q50] edu - [q75] edu = 0 (2) [q50] edu - [q90] edu = 0	F(2, 1825) = 12.91 Prob > F = 0.0000	Rejeter l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients de pentes

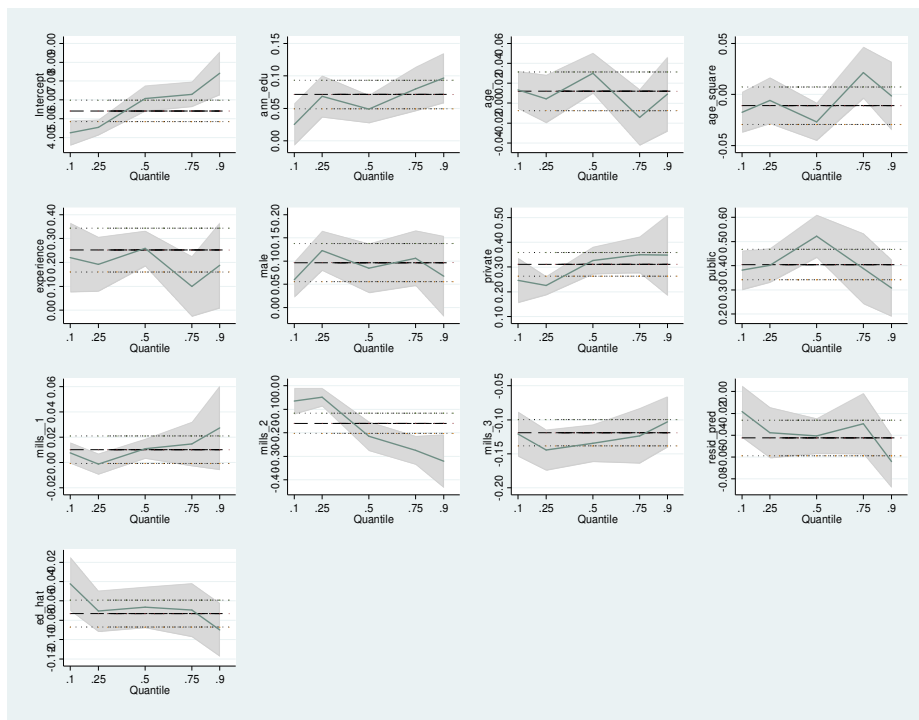
Source : Calcul des auteurs.

L'analyse par quantile souligne des effets différenciés de l'éducation dans la distribution des gains et l'éventualité d'une relation non-linéaire. Le taux de rendement de l'éducation est relativement croissant du bas vers le haut. Au premier quartile (0.25), il est de 6,8% ; autrement dit, c'est le taux de rendement de l'éducation chez les 25% des salariés de l'échantillon ayant un gain salarial inférieur à 30k. De même, le taux de rendement chez les salariés intermédiaires, c'est-à-dire percevant des gains médians (43k) est de 4,9%. Par ailleurs, au troisième quartile (0.75) et plus précisément chez les 25% des salariés de l'échantillon ayant des gains supérieurs à 99k, le taux de rendement est de 7,9%. Par conséquent, entre le premier quartile (0.25) et le troisième quartile (0.75), le taux de rendement de l'éducation est croissant, il passe respectivement de 6,8% à 7,9%. Entre le premier quartile (0.25) et le neuvième décile (0.9), le taux passe également de 6,8% à 9,6%, respectivement.

Dans le même contexte, cet effet différencié observé reste en cohérence avec les travaux de Baye (2015) qui mettent en évidence le fait que les rendements de l'éducation ont tendance à augmenter lorsqu'on s'élève dans l'échelle des salaires. Par ailleurs, cette tendance observée dans le rendement de l'éducation est cohérente avec des études réalisées dans d'autres contextes, notamment Lemieux (2006), Boudarbat et Pray (2011), qui semblent affirmer que l'inégalité de revenus se réduit au bas de la distribution des salaires et augmente de manière significative au sommet de la distribution. Toutefois, l'éducation n'est pas rentable chez les salariés se situant vers le bas (1^{er} décile) de la distribution des gains. Autrement dit, elle n'est pas significativement rentable chez les 10% des salariés de l'échantillon ayant des gains inférieurs à 23k.

Par ailleurs, la significativité des résidus prédits de l'éducation confirme le caractère endogène de la variable éducation dans la fonction de gain. L'habileté et autres aptitudes bien que fortement corrélées à l'éducation génèrent de l'hétérogénéité inobservée et influencent significativement et de manière négative les gains. Ainsi, le fait de contrôler l'endogénéité de l'éducation semble pertinent. Pour évaluer l'effet de l'hétérogénéité inobservée sur le rendement de l'éducation, nous avons introduit dans le modèle une variable qui capte l'interaction entre l'éducation et les résidus prédits de l'éducation. Globalement, une telle hétérogénéité réduit le rendement de l'éducation de 7,3% environ. Entre le premier et le neuvième décile, l'hétérogénéité impacte davantage le rendement de l'éducation. Son effet passe de -4,2% à -8,9%. Au niveau médian, elle diminue le rendement de l'ordre de 6,65%.

Figure 1 : La distribution des gains par rapport à la moyenne



Source : Construction des auteurs.

Le résultat du test d'égalité des pentes effectué grâce à un test de Wald sous l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients de la variable éducation est présenté au tableau 7. La valeur de la statistique F obtenue conduit au rejet de cette hypothèse nulle au seuil de 1% ($Prob. > F = 0.000$). Les taux de rendement ne sont pas les mêmes entre les régressions par quantiles considérées.

Selon Varyiam et al. (2002), les estimations de la régression quantile ont la capacité de saisir les coefficients de pente en différents points de la distribution. Cette fonctionnalité est utile si les données sous-jacentes présentent une hétéroscédasticité. La figure 1 retrace l'effet comparé des coefficients moyens avec ceux de l'estimation par quantile pour chaque variable du modèle, confirmant l'hypothèse d'hétérogénéité des taux de rendement de l'éducation. Dans la figure 1, les lignes horizontales représentent les coefficients moyens, constants sur l'axe des abscisses. Les intervalles de confiance sont donnés en pointillé dans chaque graphique. L'on peut comparer les coefficients par quantile avec le coefficient moyen. Ainsi, le taux de rendement par quantile associé à la variable éducation est beaucoup plus petit que le taux de rendement moyen aux premier et deuxième quartiles. A partir du troisième quartile, les coefficients des estimations par quantile sont supérieurs à ceux de l'estimation à la moyenne. Par conséquent, on observe bien que les travailleurs qui sont les mieux payés sont ceux qui profitent le plus de l'éducation.

CONCLUSION

Le présent article a pour but de mettre en évidence l'hétérogénéité du rendement de l'éducation au Cameroun. Nous avons adopté une approche consistant à estimer, d'une part, le taux de rendement moyen et, d'autre part, les taux de rendement par quantile d'une année d'éducation additionnelle en présence de biais de sélection et d'endogénéité. Pour garantir la robustesse des résultats économétriques, nous avons estimé une fonction de gain corrigeant de manière simultanée ces différents biais. Un test de Wald post-estimation effectué a permis de confirmer le caractère hétérogène des taux de rendement de l'éducation.

Globalement, les résultats valident l'hypothèse théorique d'une corrélation positive entre éducation et revenu. Le taux de rendement moyen est de 7,1%. Cependant, ce taux masque les disparités dans le rendement de l'éducation par catégories sociales. Le taux de rendement de l'éducation est relativement croissant du bas vers le haut de la distribution des gains. Autrement dit, l'éducation est peu ou pas rentable chez les salariés à très faible revenu ; les salariés relativement les mieux payés profitent le plus de leur investissement dans l'éducation. Par ailleurs, l'hétérogénéité inobservée affecte significativement le rendement de l'éducation.

Les résultats issus de l'analyse par quantile permettent de dire que, le rendement de l'éducation étant positif, les familles peuvent investir efficacement dans le capital humain de leurs enfants. En termes d'implications politiques, l'Etat devrait favoriser les investissements publics permettant de réduire à la fois la pauvreté au sein des ménages et les inégalités dans l'accès à l'éducation. Les ménages les plus pauvres éduquent en moyenne leurs enfants au niveau le plus bas possible. Les politiques devraient s'atteler à l'amélioration de l'environnement éducatif voire à la qualité de l'éducation en milieu rural et surtout encourager la scolarisation des filles, et permettre aux familles à faible revenu d'accroître la durée de scolarité des enfants.

Par ailleurs, l'accent devrait être mis sur l'amélioration du fonctionnement du marché du travail. De nombreux travailleurs sont conduits vers des activités informelles où le niveau d'éducation n'est pas reconnu et valorisé à l'embauche. Par rapport aux secteurs privé formel et public, l'amélioration de la rentabilité de l'éducation sur le marché du travail passe ainsi d'une certaine manière par la formalisation du secteur informel, dominant dans l'économie.

REFERENCES

- Acemoglu, D.**, 2002, Discussion: Social and Non market Benefits from Education in an Advanced Economy, in Yolanda K. Kodrzycki, ed., Proceedings of the 47th Economic Conference of the Federal Reserve Bank of Boston: *Education in the 21st Century: Meeting the Challenges of a Changing World*, Boston: Federal Reserve Bank, June, 132-136.
- Amin, A.A., Awung, W.J.**, 2005, Economic Analysis of Private Returns to Investment in Education in Cameroon, Regional Conference on education in West Africa: Constraints and Opportunities, Dakar, Senegal.
- Angrist, J.D., Krueger, A.B.** 2001, Instrumental Variables and the Search for Identification: From Supply and Demand to Natural Experiments, *Journal of Economic Perspectives*, 15, 4, 69-85.
- Arestoff, F.** 2001, Taux de rendement de l'éducation sur le marché du travail d'un pays en développement. Une analyse micro-économétrique, *Revue Economique*, 523, 705-715.
- Aromolaran, A.B.**, 2002, Private Wage Returns to Schooling in Nigeria 1996-1999, Center Discussion paper No. 849 growth Center, Yale University.
- Arrow, K.J.**, 1973, Higher Education as a Filter, *Journal of Public Economics*, 2, 193-216.
- Banque mondiale**, 2017, Cameroun : revue des dépenses publiques : aligner les dépenses publiques aux objectifs de la vision 2035, Note de politique, 177p.
- Baudelot, C., Establet, R.**, 1971, *L'école capitaliste en France*, Maspéro, Paris.
- Baye, F.M.** 2015, Impact of education on inequality across the wage distribution profile in Cameroon: 2005-10, WIDER Working Paper 2015/014.
- Becker, G.** 1964, *Human Capital: A Theoretical Analysis with Special Reference to Education*. New York, Columbia University Press.
- Becker, G.S.** 1967, *Human Capital and the Personal Distribution of Income*, Ann Arbor, University of Michigan Press.
- Becker, G.S.** 1975, *Human Capital*, 2nd ed. Chicago, University of Chicago Press.
- Belzil, C., Hansen, J.** 2002, Unobserved Ability and the Return to Schooling, *Econometrica*, 575-591.
- Benabou, R.** 1993, Working of a city: Location, Education and Production, *Quarterly Journal of Economic*, 108, 619-652.
- Ben-Porath, Y.**, 1967, The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings, *Journal of Political Economy*, 75, 4, 352-365.
- Bigsten, A., Collier, P., Dercon, S., Fafchamps, M., Gauthier, B., Gunning, J.W., Isaksson, A., Oduro, A., Oostendorp, R., Pattillo, C., Soderbom, M., Teal, F., Zeufack, A.**, 2000, Rates of return on physical and human capital in Africa's manufacturing sector, *Economic Development and Cultural Change*, 48, 801-827.
- Blaug, M.** 1971, La signification de la corrélation scolarité-salaire, *Revue Économique*, 913-942.
- Boudarbat, B., Pray, M.C.** 2011, L'écart salarial entre les sexes chez nouveaux diplômés postsecondaires, CIRANO RP-12.
- Brunello, G., Fort, M., Weber, G., Weiss, C.**, 2013, Testing the internal validity of compulsory school reforms as instrument for years of schooling, IZA Discussion Papers 7533.
- Card, D.** 2001, Estimating the Return to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems, *Econometrica*, 69, 1127-1160.
- D'Haultfoeuille, X., Givord, P.**, 2014, La régression quantile en pratique, *Economie et statistique*, 471, 87-111.
- Dickson, M.**, 2009, The Causal Effect of Education on Wages Revisited, IZA Discussion Paper No. 4419.
- Ekamena Ntsama, S.N.**, 2014, Les écarts salariaux de genre au Cameroun, *Revue multidisciplinaire sur l'emploi, le syndicalisme et le travail*, 9, 2, 124-146.
- Evans, W.N., Montgomery, E.**, 1994, Education and health: where there's smoke there's an instrument, *National Bureau of Economic Research Working Paper* No. 4949.
- Ewoudou, J., Vencatachellum, D.** 2006, An Empirical Analysis of the Rates of Returns to Education in Cameroon, ResearchGate.
- Fasih, T., Kingdon, G., Patrinos, H.A., Sakellariou, C., Soderbom, M.**, 2012, Heterogeneous Returns to Education in the Labor Market, *The World Bank Human Development Network Education Team. Policy Research Working Paper*, No. 6170.
- Girma, S., Kedir, A. M.**, 2005, Heterogeneity in returns to schooling: Econometric evidence from Ethiopia, *International Conference on African Development Archives*, 92.

- Gronau, R.**, 1979, Wage comparison: A Selectivity Bias, *Journal of Political Economy*, 82, 6, 1119-1143.
- Gujarati, D.N., Sangeetha, S.**, 2007, *Basic Econometrics (4th ed.)*. New Delhi: ATA McGraw-Hill Publishing Company Limited.
- Handa, S.**, 1996, Expenditure Behavior and Children's Welfare: An Analysis of Female Headed Households in Jamaica, *Journal of Development Economics*, 50, 165-187.
- Harmon, C., Walker, I.**, 2000, The marginal and average returns to schooling in the UK, *European Economic Review*, 43, 879-887.
- Heckman, J.J.**, 1979, Sample Selection Bias as a Specification Error, *Econometrica*, 47, 1, 153-161.
- Heckman, J., Lochner, L., Todd, T.**, 2006, Earnings Function, Rates of Return and Treatment Effects, the Mincer Equation and Beyond, *Handbook of Economics of Education*, chapter 3, Elsevier.
- Kavuma, S.N., Morrissey, O., Upward, R.**, 2015, Private returns to education for wage-employees and the self-employed in Uganda, WIDER Working Paper 021.
- Kerr, A., Quinn, S.**, 2010, Returns to Education in Tanzania: Exploiting a Natural Experiment, Centre for the Study of African Economies Conference on Economic Development in Africa, 21-23 March, St Catherine's College, Oxford, UK.
- Kingdon, G., Soderbom, M.**, 2007, *Education, Skills, and Labour Market Outcomes: Evidence from Ghana*. World Bank Human Development Network, Washington DC.
- Le melin, C.**, 1984, Interprétations de la corrélation éducation-revenu, *L'Actualité économique*, 60, 2, 223-239.
- Le melin, C.**, 1998, *L'économiste et l'éducation*, Presses de l'Université du Québec, Canada, 617p.
- Le melin, C., Otis, J.C.**, 1978, La théorie économique du choix de carrière : une interprétation et une vérification empirique, *L'Actualité économique*, 54, 3, 337-354.
- Lemieux, T.**, 2006, Post-Secondary Education and Increasing Wage Inequality, *American Economic Review*, 96, 195-199.
- Leyaro, V., Twumasi Baffour, P., Morrissey, O., Owens, T.**, 2012, Determinants of Urban Labour Earnings in Tanzania, 2000-06, Preliminary Paper for Labor Market Dynamics in Times of crisis in Africa, Project Workshop March, University of Oxford.
- Maddala, G.S.**, 1983, *Limited dependent and qualitative variables in econometrics*, Econometric Society Monographs, Cambridge. Cambridge University Press.
- Mincer, J.**, 1974, *Education, experience and earnings*, New York, Columbia University Press.
- Murphy, K., Welch, F.**, 1992, The Structure of Wages, *The Quarterly Journal of Economics*, 107, 285-326.
- Mwabu, G., Schultz, T.P.**, 1996, Education returns across quantiles of the wage function: Alternative explanations for returns to education by race in South Africa, *American Economic Review*, 86, 92, 335-339.
- Nga Ndjobo, P.M., Kamgnia, D.B., Epoh, B.N.**, 2011, Une analyse empirique de la rentabilité privée de l'éducation au Cameroun. Estimation d'un modèle Tobit de type III structurel, *Revue africaine de recherche en éducation*, 3, 50-58.
- Nguetse Tegoum, P.**, 2012, Analyse des rendements de l'éducation dans le secteur informel au Cameroun, *L'économie informelle dans les pays en développement*, 11-29.
- Njifen, I.**, 2018, *Allocation des Ressources Humaines et stratégies des acteurs sur le marché du travail : Concept de surqualification et évidence empirique au Cameroun*, L'Harmattan Paris, 268p.
- Njike Njikam, G.B., Lontchi Tchoffo, R.M., Fotzeu Mwaffo, V.**, 2005, Caractéristiques et déterminants de l'emploi des jeunes au Cameroun, *Cahiers de la stratégie de l'emploi*, 5.
- Okuwa, O.B.**, 2004, Private Returns to Higher Education in Nigeria, African Economic Research Consortium Research Paper 139, Nairobi.
- Oreopoulos, P.**, 2006, Estimating Average and Local Average Treatment Effects of Education when Compulsory Schooling Laws Really Matter, *American Economic Review*, 96, 1, 152-175.
- Pradhan, M.P., van Soest, A.H.O.**, 1997, Household labor supply in urban areas of Bolivia, *The Review of Economics and Statistics*, 79, 2, 300-310.
- Psacharopoulos, G.**, 1994, Returns to investment in education: A global update, *World Development*, 229, 1325-1343.
- Psacharopoulos, G., Patrinos, H.A.**, 2002, Returns to Investment in Education: A Further Update, *Education Economics*, 12, 111-134.
- Psacharopoulos, G., Patrinos, H.A.**, 2018, Returns to investment in education: a decennial review of the global literature, *Education Economics*, 265, 445-458.

- Psacharopoulos, G., Woodhall, M.**, 1985, *Education for development, an analysis of invest and choices*, Washington, DC, Oxford University Press.
- Rankin, N., Sandefur, J., Teal, F.**, 2010, Learning and Earnings in Africa: Where Are the Returns to Education High? Working Paper, Oxford, Centre for the Study of African Economies.
- Schultz, T.P.**, 2000, Health and Schooling Investments in Africa, *Papers 549*, Yale, Economic Growth Center.
- Schultz, T.P.**, 2004, Evidence of returns to schooling in Africa from household surveys: Monitoring and restructuring the market for education, Yale University Economic Growth Center, Discussion Paper 875.
- Schultz, T.W.**, 1961, Investment in Human Capital, *American Economic Review*, 51, 1-17.
- Spence, M.**, 1973, Job Market Signaling, *The Quarterly Journal of Economics*, 87, 3, 355-374.
- Tafah-Edokat, E.O.**, 1998, Rates of return to education: A case of Cameroon, Unpublished paper, Department of Economics, University of Yaoundé II, Cameroon.
- Thurow, L.**, 1975, *Generating inequality*, New York, Basic Books.
- Usitalo, R.**, 1999, Return to education in Finland, *Labor Economics*, 6, 4, 569-580.
- Wang, L.**, 2013, How does education affect the earnings distribution in urban China 1995-2002?, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75, 435-454.
- Welland, J.D.**, 1980, Schooling and ability as earnings complements, *Revue Canadienne d'Economie*, 13, 2, 356-367.
- Zamo-Akono C., Tsafack Nanfosso, R.**, 2013, Private Returns to Education in Urban Cameroon, *Business and Economic Research*, 3, 2, 23-37.

Heterogeneity in returns to schooling in Cameroon : an estimation approach in the presence of selection and endogeneity biases

Abstract - This article proposes to assess the heterogeneity in the return to education by using an adapted methodology. The simple estimation of Mincer's semi logarithmic model is biased because of different econometric problems such as selection bias and endogeneity bias. However, there are very few studies that correct these sources of bias simultaneously. Thus, we estimate a single earning function both controlling the sample selection bias and the endogeneity bias of education and choice of employment sector. This estimation approach adopted in the context of mean regression and quantile regression proves to be relevant with regard to the robustness of instruments used. We use a new instrumental variable, the non-self-cluster mean satisfying the orthogonality and exclusion conditions. Using data on employment and informal sector in Cameroon's case, findings reveal that average rate of schooling return is 7.1% and that unobserved heterogeneity negatively influences schooling returns. Quantile regression estimation exposes that education variable differently influences earnings according to different quantiles given. The equality test of coefficients carried out confirmed the heterogeneous nature of schooling returns in Cameroon. More specifically, education is not profitable for very low-income workers, and relatively better-paid workers benefit most from their investment in education.

Key-words

Schooling return
Endogeneity
Selection effect
Instrumental variables
Quantile regression
