

Une Analyse Empirique de la Rentabilité Privée de l'Éducation au Cameroun : estimation d'un Modèle Tobit de Type III Structurel

par

Patrick Marie Nga Ndjobo, Bernadette Kamgnia Dia et Boniface Ngah Epo¹

Faculté des Sciences Economiques et de Gestion,
Université de Yaoundé II, Cameroun
B.P 1365 Yaoundé

Email: patrickndjobo@yahoo.fr, dkamgnia@yahoo.com et epongahb@yahoo.fr

Résumé

Cet article effectue une analyse empirique des taux de rendements privés de l'éducation au Cameroun à travers un modèle Tobit de type III structurel. En effet, le contexte du marché du travail au Cameroun est caractérisé par la prédominance du secteur informel sur celui formel. Un taux de chômage relativement élevé, mais aussi une précarité des emplois existants caractérisent également ce marché. Aussi, les individus et particulièrement les diplômés du système éducatif ne disposent-ils pas très souvent d'emplois permanents, mais plutôt d'emplois transitoires ou provisoires de quelques heures. De manière spécifique, les taux de rendements privés associés aux différents niveaux d'éducation ne sont en général pas statistiquement significatifs dans le secteur privé formel ; ceux associés aux différents diplômes spécifiés ne sont quant à eux, pour la plupart, pas statistiquement significatifs dans le secteur informel. De plus, les taux de rendements privés de l'éducation, quelle que soit l'approche spécifiée, sont en général plus élevés dans le secteur public que dans le secteur privé formel. Enfin, les taux de rendements privés associés aux différents diplômes sont en général, plus élevés que ceux associés aux différents niveaux d'éducation correspondants

Mots clés: Cameroun, Rentabilité privée, Education, Model Tobit de type III, Structurel, Secteurs Public, Privé Formel et Informel, ECAM II.

¹ Patrick Marie Nga Ndjobo est un étudiant en thèse de Doctorat à l'Université de Yaoundé II, Professeur Bernadette Kamgnia Dia est enseignante dans cette même institution, Boniface Ngah Epo est un étudiant en thèse de Doctorat dans cette même institution.

I. Introduction

L'analyse des taux de rendements privés de l'éducation n'est pas un phénomène nouveau. La théorie du capital humain sous-jacente à ce concept, stipule que les dépenses effectuées par les individus dans le but d'acquérir des connaissances et des compétences, ont pour conséquence d'augmenter leur productivité et leurs revenus futurs, de la même façon que l'investissement dans le capital réel par une entreprise, entraîne une augmentation de sa production et de ses recettes extérieures. Becker (1964) dans ses travaux montre l'importance du manque à gagner et du temps dans l'investissement en capital humain. Les années passées à poursuivre des études sont considérées comme des années de privation de salaires qui seront compensées par des salaires élevés, le prix du temps augmentant au fur et à mesure des années. Mincer (1974) et (1993) suggère une méthode simplifiée d'évaluation de l'éducation permettant d'obtenir les effets de la formation et de l'expérience sur les gains. Schultz (1961) soutient que la contribution des travailleurs à l'activité économique dépend tout autant de leur nombre que de leur qualité. Les avantages de l'éducation sont donc, non pas immédiats, mais futurs. En Afrique, quelques études récentes ont estimé les taux de rendements privés de l'éducation. Utilisant des échantillons représentatifs de la population, Schultz (2004) arrive à la conclusion que les taux de rendements privés de l'éducation croissent avec le niveau d'éducation dans six pays d'Afrique Subsaharienne (taux de rendements privés de l'éducation convexes). Psacharopoulos et Patrinos (2002) dont l'analyse conclue que les taux de rendements privés de l'éducation en Afrique Subsaharienne sont positifs mais décroissent avec le niveau d'éducation à travers tous les pays (taux de rendements privés de l'éducation concaves) n'utilisent quant à eux pas des échantillons représentatifs de la population pour plusieurs pays.

Nous contribuons à cette littérature à travers la suggestion d'une méthode d'analyse basée sur la définition d'un modèle Tobit de type III structurel permettant d'analyser la rentabilité privée de l'éducation et ses déterminants au Cameroun. Nous utilisons pour cela les données primaires issues de la deuxième enquête camerounaise auprès des ménages (ECAM II) recueillies en 2001 et portant sur 56 443 individus. On pourrait noter des similarités et des différences entre notre étude et les trois principales études sur la rentabilité privée de l'éducation au Cameroun. Lanot et Muller (1997), Bigsten et al. (2000) et Ewoudou et Vencatachellum (2006) arrivent à la conclusion que les taux de rendements privés de l'éducation sont convexes dans le cas du Cameroun. Toutefois, la principale différence² entre la présente étude et les autres précédemment citées et qui à notre avis est à l'origine des autres différences et particulièrement, celle relative aux résultats, a trait d'une part à la taille de l'échantillon utilisé et d'autre part au modèle d'analyse mis en œuvre.

Dans la présente étude, il a été défini un modèle Tobit de type III structurel d'une part, dans le but de traiter de la sélectivité (la sélection est déterminée par un modèle Tobit standard plutôt

² En ce qui concerne la taille de l'échantillon, elle est d'environ 200 individus (uniquement des femmes) lors de l'estimation de l'équation de salaire dans l'étude de Lanot et Muller (1997). Bigsten et al. (2000) utilisent pour leur étude, un échantillon de travailleurs issus uniquement du secteur manufacturier. Ces deux échantillons n'auraient pas été représentatifs de la population totale du Cameroun. L'étude réalisée par Ewoudou et Vencatachellum (2006) utilise comme d'ailleurs la présente étude, les données primaires issues de la deuxième enquête camerounaise auprès des ménages (ECAM II). En outre, Bigsten et al. (2000) ne tiennent pas compte de la sélection d'échantillon dans leur méthode d'analyse des taux de rendements privés de l'éducation. Les autres études traitent quant à elles de la sélectivité. Ainsi, Lanot et Muller (1997) traitent de la sélectivité à travers l'estimation d'un modèle intégré dans lequel tous les choix de secteurs sont estimés de façon simultanée. Ewoudou et Vencatachellum (2006) traitent également dans leur étude de la sélectivité relativement aux secteurs d'activité dans lesquels sont employés les individus.

que par un modèle à variable dépendante binaire comme dans le cas des études précédemment citées) et de l'endogénéité de certaines variables explicatives (éducation et salaire en particulier) et, d'autre part pour prendre en compte dans l'analyse, non seulement les individus employés effectivement et à plein temps dans un secteur d'activité ou dans un autre à un point donné du temps, mais également ceux dont les heures travaillées et rémunérées sont observables et non nulles au cours d'un intervalle de temps donné (le mois, en l'occurrence). Les taux de rendements privés de l'éducation dérivés des résultats de l'estimation dudit modèle sont globalement statistiquement significatifs, élevés et convexes.

Le reste de l'article est organisé comme suit. La section 2 présente les données utilisées. La section 3 décrit notre méthodologie à travers la description de la sélection d'échantillon et des variables explicatives endogènes dans notre modèle (section 3.1), et une application du modèle Tobit de type III structurel à l'estimation de la rentabilité privée de l'éducation au Cameroun (section 3.2). La section 4 présente les résultats obtenus. La section 5 conclue l'article et propose différentes recommandations de politiques économiques. Enfin, les références bibliographiques sont présentées.

II. Données

La deuxième enquête camerounaise auprès des ménages (ECAM II) réalisée en 2001, porte sur un échantillon représentatif de la population qui contient à la fois des données primaires sur les ménages et sur les individus. L'échantillon final comprend 10 992 ménages correspondant à 56 443 individus. Toutefois, pour vérifier nos hypothèses, nous avons utilisé la base de données ECAM II individus. L'évaluation du modèle Tobit de type III structurel est réalisée sur la version 8 du logiciel STATA.

Dans le cadre de cet article, l'âge de l'individu exprimé en nombre d'années révolues est utilisé dans l'équation de salaire comme une variable *proxy* de l'expérience professionnelle. Le genre de l'individu égal à 1 si l'individu est de sexe masculin et 2 sinon. Le statut matrimonial de l'individu égal à 1 si l'individu est marié ou en union libre et 0 sinon (c'est-à-dire, égal à 0 si l'individu est célibataire, veuf ou divorcé/séparé). Le marché du travail au Cameroun est caractérisé par la prédominance du secteur informel sur celui formel (environ 90% des emplois occupés se retrouvent dans le secteur informel (INS, 2005)). Aussi avons-nous jugé utile de distinguer les secteurs Formel (Public, Privé Formel) et Informel afin de ne pas exclure ceux dont les heures travaillées sont non nulles et observables dans ce dernier secteur. Le secteur d'activité de l'individu est relatif au secteur institutionnel (administration publique et entreprises publiques (secteur public) ; entreprises privées formelles (secteur privé formel) ; entreprises informelles agricoles (secteur informel agricole) ; entreprises informelles non agricoles (secteur informel non agricole)), dans lequel est/ou pourrait être employé un individu. Le milieu de résidence de l'individu est représenté par une variable catégorielle à trois modalités (1 = Urbain ; 2 = Semi Urbain ; 3 = Rural). Les variables représentant l'éducation (niveau d'éducation, diplôme le plus élevé, années d'études réussies) du chef de ménage ont été créées suivant une procédure similaire. Les dépenses par tête au sens de la comptabilité nationale ont été prises en compte comme un indicateur du niveau de vie de l'individu et par conséquent du ménage dont il est issu. Ces dépenses par tête sont utilisées pour approximer le revenu des parents du ménage dont est issu l'individu et qui est censé avoir une influence sur son éducation. La religion du chef de ménage où est issu l'individu est représentée par une variable catégorielle à six modalités (1 = Catholique ; 2 = Protestant(e) ; 3 = Autre Chrétien(ne) ; 4 = Musulman(e) ; 5 = Animiste ; 6 = Autres). Une variable a été créée

pour déterminer l'échantillon (sélectionné) des individus en âge de travailler pour lesquels les heures travaillées sont observables et non nulles au cours d'un intervalle de temps équivalent au mois. Deux seuils de censure ont été pris en compte : 0 et 720, respectivement seuil à gauche et seuil à droite. Le seuil à gauche se justifie par le fait qu'un salaire n'est octroyé qu'à un individu qui travaille effectivement au moins une heure de temps par mois, tandis que le seuil à droite, représente le nombre total d'heures pour un mois de trente jours.

III. Méthodologie

Nous décrivons à la Section III.1 la sélection d'échantillon et l'existence de variables explicatives endogènes qui résultent de la définition de notre modèle. Nous mettons ensuite en œuvre à la Section III.2, notre stratégie d'estimation à travers une application du modèle Tobit de type III structurel à l'estimation de la rentabilité privée de l'éducation au Cameroun.

III.1. Sélection d'échantillon et variables explicatives endogènes

La définition d'un modèle d'offre de travail de type Tobit généralisé soulève la plupart du temps un certain nombre de problèmes liés d'une part à la sélectivité (III.1.1) et d'autre part à la présence de variables explicatives endogènes (III.1.2).

III.1.1. Sélectivité

L'analyse de la rentabilité privée de l'éducation au Cameroun nécessite que soit spécifiée une fonction d'offre de salaire qui par définition est supposée représenter toute la population en âge de travailler, qu'un individu ait ou non un salaire au moment de l'étude. Ainsi, si l'offre de salaire était observée pour tous les individus de la population (en âge de travailler), l'utilisation de la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) serait la voie naturelle pour obtenir des estimateurs robustes. Cependant, l'offre de salaire ne peut être observée que pour les seuls individus qui participent effectivement, d'une manière ou d'une autre au marché du travail. Un état de chose qui entraîne une potentielle présence de biais due à la sélection de l'échantillon de l'étude et par conséquent, résulte sur des estimateurs des MCO qui peuvent être biaisés.

Toutefois, la sélection est très souvent déterminée par des modèles à variable dépendante binaire : modèles de type Probit ou Logit. Dans de tels modèles, on modélise la probabilité pour un individu de participer ou non au marché du travail. Ainsi, un individu fera partie de l'étude si sa probabilité de participer au marché du travail est non nulle en un point précis du temps spécifié dans l'étude. On aura donc à travers l'utilisation de ce type de modèles, soit des individus qui participent, soit des individus qui ne participent pas au marché du travail en un point précis du temps. Aussi, lorsqu'on éprouve le besoin de segmenter le marché du travail en secteurs d'activités (par exemple secteurs public, privé formel, informel), a-t-on le choix entre un modèle Logit conditionnel, un modèle Logit multinomial ou encore un modèle Probit multinomial, etc.

On pourrait cependant, avoir une alternative (que propose d'ailleurs le présent article) qui permette de disposer de plus d'informations sur la sélection d'échantillon. En effet, la sélection peut également être déterminée par des modèles à variable dépendante limitée ou plus précisément, à variable dépendante quantitative discontinue. Dans ce type de modèles, la variable dépendante est continue mais n'est observable que sur un certain intervalle. Dans ce cas précis, on doit modéliser la probabilité que la variable dépendante appartienne à

l'intervalle pour lequel elle est observable. Ainsi, à travers ce type de modèles, les individus qui participent au marché du travail sont ceux dont les heures travaillées au cours d'un intervalle de temps donné, sont non nulles.

Toutefois, on devrait effectuer un test de sélectivité pour pouvoir conclure à l'existence ou non de la sélection d'échantillon. Une conclusion indispensable à la définition d'une méthode d'estimation appropriée. Le biais de sélectivité est testé par la statistique t usuelle des MCO sur le résidu obtenu à l'issue de la régression de la forme réduite de l'équation de sélection (fonction d'offre de travail), dans la régression effectuée à la première étape de la méthode à deux étapes mise en œuvre (Vella, 1992). Cette procédure permet également de résoudre le problème de sélection quand le coefficient estimé de ce dernier résidu est statistiquement différent de zéro (Wooldridge, 1998), et ceci lorsque les variables explicatives sont exogènes. Dans le cas où on a des variables explicatives endogènes, l'hypothèse nulle d'absence de biais de sélection peut être testée à l'aide de la statistique t des Doubles Moindres Carrés (DMC). Lorsque le coefficient estimé de ce dernier résidu est statistiquement différent de zéro, les termes d'erreurs peuvent être corrigés par la méthode d'estimation à deux étapes.

III.1.2. Endogénéité des variables explicatives

La définition d'un modèle Tobit de type III structurel révèle la présence potentielle de variables explicatives endogènes dans les principales équations du modèle.

a. Equation de salaire et endogénéité de l'éducation

Les modèles d'analyse des taux de rendements privés de l'éducation considèrent habituellement cette dernière comme une variable exogène. Cependant, cette hypothèse d'exogénéité de l'éducation est en contradiction avec le point de vue théorique pour lequel, l'éducation est envisagée comme une variable endogène et par conséquent, comme le résultat d'investissement optimal (Griliches, 1977), et par voie de conséquence, plusieurs facteurs tels que les aptitudes individuelles et les caractéristiques sociales sont importants pour sa détermination. En ne prenant pas en compte ces facteurs à l'aide d'une régression simultanée, on risque de biaiser l'estimation des taux de rendements privés de l'éducation qui est une variable explicative du salaire. Aussi ne saurait-on conclure à l'endogénéité de l'éducation sans effectuer au préalable un test d'endogénéité qui, étant donné la forme de l'équation de salaire (modèle à variable dépendante quantitative discontinue), est le test de Smith-Blundell (1986).

b. Fonction d'offre de travail et endogénéité du salaire

L'endogénéité des variables explicatives dans notre modèle pourrait également être relevée à un second niveau. Nous savons que le salaire n'est observé que si l'individu travaille, c'est-à-dire s'il a accepté une offre d'emploi correspondant au salaire proposé. Ainsi, lorsqu'on suppose que les heures travaillées par les individus sont fonction du salaire, le modèle d'offre de travail défini devient un modèle structurel. Le salaire est donc par hypothèse une variable explicative endogène des heures travaillées exprimées sous la forme d'un modèle à variable dépendante limitée et particulièrement, sous la forme d'un modèle Tobit standard. Le cadre d'analyse approprié pour tester l'endogénéité du salaire est également l'approche de Smith-Blundell (1986) qui permet de corriger aussi bien les écarts types que les effets marginaux.

III.2 Application du modèle Tobit de type III structurel à l'estimation de la rentabilité privée de l'éducation au Cameroun

Les hypothèses du modèle sont les suivantes : (i) les variables z et y_{3i} sont toujours observées, tandis que les variables y_{1i} et y_{2i} sont observées quand $y_{3i} > 0$; (ii) les perturbations v_{1i} et μ_{3i} sont indépendantes de z et suivent une distribution normale jointe de moyenne zéro ; (iii) z_{1i} contient au moins un élément dont le coefficient est différent de zéro et qui n'appartient pas à z_{3i} ; (iv) z_{2i} contient au moins deux éléments dont les coefficients sont différents de zéro et qui n'appartiennent pas à z_{1i} ; (v) $E(z'_{2i}v_{2i})=0$ et $z_{2i}\delta_2 = z_{21i}\delta_{21} + z_{22i}\delta_{22}$, avec $\delta_{22} \neq 0$; (vi) $E(v_{1i}|\mu_{3i}) = \gamma_{1i}\mu_{3i}$.

L'hypothèse (i) résume la nature du problème de sélection de l'échantillon. L'hypothèse (ii) assure l'exogénéité de z . L'hypothèse (iii) est nécessaire pour identifier les paramètres structurels α_3 et δ_3 . L'hypothèse (iv) est nécessaire pour identifier les paramètres structurels δ_1 et α_1 . L'hypothèse (v) résulte de l'endogénéité de y_{2i} dans l'équation ayant pour variable dépendante y_{1i} . L'hypothèse (vi) requiert la linéarité dans la régression de la population de v_{1i} sur μ_{3i} . Elle permet de tester le biais de sélection.

Les variables endogènes du modèle sont y_{1i} , le logarithme du salaire mensuel ; y_{2i} , l'éducation de l'individu (niveau d'éducation, diplôme le plus élevé, années d'études réussies) ; y_{3i} , le logarithme du nombre d'heures mensuelles travaillées. Les variables explicatives exogènes du modèle sont z_{1i} , le vecteur des variables explicatives exogènes de y_{1i} qui comprend l'âge et l'âge au carré, le sexe, le statut matrimonial et le milieu de résidence de l'individu ; z_{2i} , le vecteur des variables explicatives exogènes de y_{2i} qui est constitué de l'éducation du chef de ménage, du milieu de résidence, de la religion, du sexe, du logarithme des dépenses par tête au sens de la comptabilité nationale, de l'âge et de l'âge au carré de l'individu ; z_{3i} , le vecteur des variables explicatives exogènes de y_{3i} qui comprend le sexe, le secteur institutionnel, l'âge et l'âge au carré, le milieu de résidence et la religion de l'individu.

Utilisant un modèle Tobit de type III structurel, nous estimons la rentabilité privée de l'éducation au Cameroun ainsi qu'il suit, soit :

$$y_{1i} = z_{1i}\delta_1 + \alpha_1 y_{2i} + v_{1i} \quad (1)$$

$$y_{2i} = j \text{ si } v_{j-1} < y_{2i}^* \leq v_j \text{ avec } y_{2i}^* = z_{2i}\delta_2 + v_{2i} \quad (2)$$

$$y_{3i} = \max(0, \alpha_3 y_{1i} + z_{3i}\delta_3 + \mu_{3i}) \quad (3)$$

où :

- (1) représente l'équation de salaire
- (2) représente l'équation d'éducation
- (3) représente l'équation des heures travaillées

y_{2i}^* représente la variable latente de y_{2i} ; $j = 1, 2, \dots, J$; v_{1i} , v_{2i} et μ_{3i} représentent les termes d'erreurs respectifs de y_{1i} , y_{2i} et y_{3i} ; v_{2i} suit une loi normale centrée réduite ; et les v représentent des paramètres inconnus qui indiquent les valeurs seuils entre lesquelles se déplacent les choix individuelles d'éducation; et $v_{j-1} < v_j$ assure la positivité des probabilités. L'équation (2) est de forme réduite. Les deux équations (1) et (3) sont de forme structurelle. En outre, la variable y_{2i} est potentiellement endogène dans l'équation (1), tandis que, la variable y_{1i} est potentiellement endogène dans l'équation (3).

L'estimation du modèle spécifié nécessite que l'on détermine tout d'abord la forme réduite de l'équation (3) du modèle, que l'on utilisera dans le but de déterminer les valeurs estimées des paramètres δ_1 et α_1 :

On substitue y_{2i} dans y_{1i} , on obtient ainsi la forme réduite de y_{1i} suivante:

$$y_{1i} = z_{1i}\delta_1 + \alpha_1(z_{2i}\delta_2) + \mu_{2i} \quad (5)$$

avec $\mu_{2i} \equiv v_{1i} + \alpha_1 v_{2i}$

Ensuite, on substitue la forme réduite de y_{1i} dans y_{3i} , on obtient :

$$\begin{aligned} y_{3i} &= \max[0, z_{3i}\delta_3 + \alpha_3[z_{1i}\delta_1 + \alpha_1(z_{2i}\delta_2)] + v_{3i}] \\ &= \max[0, z_{3i}\delta_3 + \alpha_3(z_{1i}\delta_1) + \alpha_{31}(z_{2i}\delta_2) + v_{3i}] \\ y_{3i} &\equiv \max(0, z_i\pi_3 + v_{3i}) \end{aligned} \quad (6)$$

qui correspond à la forme réduite de y_{3i} ,

$$\begin{aligned} \alpha_{31} &= \alpha_3 \cdot \alpha_1 \\ \text{avec} \quad v_{3i} &\equiv \mu_{3i} + \alpha_3 \mu_{2i} \end{aligned}$$

L'estimation de cette forme réduite a été effectuée par une régression Tobit standard sur la base d'échantillons comprenant respectivement 19 850 ; 19 856 et 19 839 observations suivant les différentes approches de l'éducation spécifiées à savoir : le niveau d'éducation, le diplôme le plus élevé et les années d'études réussies.

Il est à noter qu'aux fins de déterminer les rendements privés de l'éducation associés à chaque niveau d'éducation spécifié, on estimera le modèle précédent pour $y_{2i} = j$, à l'aide de la procédure à deux étapes suivante :

La première étape a pour objectif de déterminer $\hat{\delta}_1$ et $\hat{\alpha}_1$ qui représentent respectivement les valeurs estimées des paramètres δ_1 et α_1 . Pour cela, on utilise le système suivant :

$$\begin{aligned} y_{1i} &= z_{1i}\delta_1 + \alpha_1 y_{2i} + v_{1i} \\ y_{2i} &= j \quad \text{si} \quad v_{j-1} < y_{2i}^* \leq v_j \quad \text{avec} \quad y_{2i}^* = z_{2i}\delta_2 + v_{2i} \\ y_{3i} &\equiv \max(0, z_i\pi_3 + v_{3i}) \end{aligned}$$

Aussi, obtient-on tout d'abord la valeur estimée du paramètre réduit π_3 , à partir de la régression Tobit (standard) de y_{3i} sur z_i utilisant toutes les observations.

Ensuite à l'issue de la précédente régression, on détermine le résidu Tobit $\hat{v}_{i3} = y_{i3} - z_i\hat{\pi}_3$, pour $y_{i3} > 0$.

Enfin, utilisant le sous échantillon sélectionné constitué des individus dont le nombre d'heures mensuelles travaillées est compris entre 0 et 720, on estime l'équation suivante : $y_{i1} = z_{i1}\hat{\delta}_1 + \alpha_1 y_{i2} + \gamma_{i1}\hat{v}_{i3} + erreur_i$ par la régression des Doubles Moindres Carrés (DMC) utilisant comme instruments (z_{i2}, \hat{v}_{i3}) .

La valeur estimée $\hat{\alpha}_1$ qui en résultera, va représenter le rendement privé du niveau d'éducation $y_{2i} = j$ spécifié.

La deuxième étape de l'estimation a pour objectif de déterminer les valeurs estimées des paramètres structurels α_3 et δ_3 de l'équation (3) du modèle original précédent. Ainsi, étant donné les valeurs estimées $\hat{\delta}_1$ et $\hat{\alpha}_1$ déterminées à l'étape précédente, on constitue les variables $z_{i1}\hat{\delta}_1$ et $\hat{\alpha}_1 y_{2i}$. On obtient ensuite $\hat{\alpha}_3$ et $\hat{\delta}_3$ à partir de la régression Tobit (standard) de y_{i3} sur $(z_{i1}\hat{\delta}_1 + \hat{\alpha}_1 y_{2i})$ (et non sur y_{i1}) et z_{i3} . La valeur estimée $\hat{\alpha}_3$ permettra quant à elle, de déterminer le niveau de variation du salaire mensuel et des heures mensuelles travaillées par les individus, relatif au niveau d'éducation $y_{2i} = j$ spécifié.

IV. Résultats

Les déterminants de la rentabilité privée de l'éducation au Cameroun ont été analysés sur la base des estimations des équations de salaire réalisées à l'aide des techniques des variables instrumentales (VI). La méthode d'estimation à deux étapes particulière utilisée à travers laquelle des estimations robustes ont pu être déterminées, nous a permis d'obtenir à l'issue de la deuxième étape, les rendements privés de l'éducation par secteur d'activité, selon la procédure décrite précédemment.

L'estimation de l'équation de salaire mensuel pour le secteur public, révèle un R^2 ajusté d'environ 0,151 ; 0,156 et 0,157 pour les estimations relatives respectivement au niveau d'éducation, au diplôme le plus élevé et aux années d'études réussies par les individus. Le R^2 ajusté est d'environ 0,188 ; 0,183 ; 0,185 pour les estimations de l'équation de salaire mensuel effectuées pour le secteur privé, relatives respectivement au niveau d'éducation, au diplôme le plus élevé et aux années d'études réussies par les individus. Dans le cas des estimations de l'équation de salaire mensuel, effectuées pour le secteur informel, le R^2 ajusté est d'environ 0,164 ; 0,163 ; 0,165 respectivement pour les estimations relatives au niveau d'éducation, au diplôme le plus élevé et aux années d'études réussies par les individus.

Le terme de correction de la sélectivité n'est en général pas statistiquement significatif pour ceux qui travaillent dans le secteur public. Par contre, ce terme est positif et statistiquement significatif pour ceux qui travaillent dans le secteur privé formel ou dans le secteur informel. La positivité du terme de correction de la sélectivité signifie que les caractéristiques non observées de ceux qui travaillent dans le secteur privé formel ou dans le secteur informel, sont négativement corrélées avec les éléments non observés qui affectent leur salaire de réservation³.

³ Le salaire de réservation est le niveau de rémunération minimum en deçà duquel, un chômeur ne peut accepter d'occuper un emploi.

Nous notons que les taux de rendements privés de l'éducation croissent de manière générale, et quel que soit le secteur d'activité, avec l'éducation des individus. Ces taux de rendements sont donc convexes. Toutefois de façon particulière, ces taux de rendements privés de l'éducation sont globalement positifs et croissants suivant le niveau d'éducation des individus. Ainsi, dans le secteur public par exemple, le taux de rendement privé associé au niveau primaire est de 0,75. Il est statistiquement significatif. Les taux de rendements privés associés aux niveaux d'éducation secondaire général premier et second cycles sont respectivement de 1,35 et de 1,55. Ils sont statistiquement significatifs et supérieurs à ceux associés aux niveaux d'éducation secondaire technique premier et second cycles qui sont quant à eux, respectivement égaux à 1,14 et 1,46. Le niveau supérieur enfin, est associé à un taux de rendement privé plus élevé que les autres (1,93). Il est également statistiquement significatif. Dans le secteur privé formel, les taux de rendements privés associés aux niveaux d'éducation sont également convexes, bien qu'on note un taux de rendement privé négatif et significatif associé au niveau d'éducation primaire (-0,66). Les taux de rendements privés associés aux différents niveaux d'éducation secondaire dans ce secteur ne sont en général pas statistiquement significatifs. Enfin, le taux de rendement privé associé au niveau d'éducation supérieur est quant à lui positif et significatif (0,65) dans ce secteur d'activité. Il est également à noter que, les taux de rendements privés associés aux différents niveaux d'éducation dans le secteur public, sont en général plus élevés que ceux obtenus dans le secteur privé formel. Dans le secteur informel, les taux de rendements privés associés aux différents niveaux d'éducation sont en général négatifs, bien que convexes. Ils ne sont pour la moitié d'entre eux, pas statistiquement significatifs.

L'estimation du modèle et particulièrement de l'équation de salaire relative aux différents diplômes spécifiés, révèle également des taux de rendements privés de l'éducation convexes. Ainsi, dans le secteur public, le taux de rendement privé associé aux diplômes CEPE/FSLC est positif (0,79) et statistiquement significatif. Ce taux est plus élevé que celui associé au niveau d'éducation primaire non sanctionné par un diplôme. Les taux de rendements privés associés aux différents diplômes allant du BEPC/CAP/GCEOL (1,2) aux Doctorat/PHD (2,09) sont statistiquement significatifs, positifs, croissants et très élevés. Dans le secteur privé formel, le taux de rendement privé associé aux diplômes CEPE/FSLC n'est pas statistiquement significatif. Les taux de rendements privés associés aux différents diplômes allant du BEPC/CAP/GCEOL (0,66) aux diplômes Maîtrise/DEA (1,65) sont statistiquement significatifs, positifs et croissants. Cependant, ils sont moins élevés que ceux obtenus pour le secteur public. Le taux de rendement privé associé aux diplômes Doctorat/PHD n'est quant à lui pas statistiquement significatif dans le secteur privé formel. Dans le secteur informel, les taux de rendements privés associés aux différents diplômes spécifiés, sont en général convexes. Le taux de rendement privé associé aux diplômes CEPE/FSLC (-0,57) est statistiquement significatif et négatif, tandis que celui associé aux diplômes BAC/GCEAL/BEP (0,5) est statistiquement significatif et positif. Les taux de rendements privés associés aux autres diplômes ne sont pas statistiquement significatifs dans le secteur informel.

On pourrait à l'issue des différents résultats précédents, conclure qu'il serait plus rentable pour les individus, de privilégier l'obtention des diplômes sanctionnant les différents cycles d'enseignement plutôt que de se limiter aux années d'études non certifiées correspondantes à ces cycles d'enseignement. En particulier, l'enseignement supérieur dans tous les secteurs d'activité est très rentable.

Enfin, l'estimation de l'équation de salaire mensuel relative à l'éducation prise comme le nombre d'années d'études réussies confirme la tendance des résultats déjà déterminés à l'issue des différentes estimations précédentes relatives respectivement aux différents niveaux d'éducation et aux différents diplômes spécifiés. On pourrait en définitive dire au regard des résultats obtenus à l'issue des différentes estimations du modèle spécifié, que la rentabilité privée de l'éducation au Cameroun est globalement statistiquement significative, positive et croissante suivant le niveau d'éducation, le diplôme le plus élevé ou les années d'études réussies par les individus.

En ce qui concerne les autres variables explicatives de l'équation de salaire mensuel spécifiée dans le cadre du présent article, on constate qu'elles ont sensiblement la même influence d'une estimation à l'autre. On peut ainsi noter de manière générale que l'équation de salaire mensuel est dans toutes les estimations effectuées, une fonction concave de l'âge des individus (ce qui indique que le salaire croît avec l'âge des individus, mais à taux décroissant). Ainsi, l'âge pour lequel le logarithme du salaire mensuel est maximum est respectivement de 52,5 ans dans le secteur public ; de 51,7 ans dans le secteur privé formel et de 60 ans dans le secteur informel⁴. On pourrait également noter que les femmes gagnent globalement et significativement moins que leurs homologues masculins dans tous les secteurs d'activité. On note également que les individus mariés ou en union libre gagnent significativement plus que les autres (célibataires, veufs (ves), divorcés (ées)/ séparés (ées)). La même comparaison pourrait être faite entre les individus qui travaillent en milieu urbain et ceux qui travaillent en milieu semi urbain et en milieu rural. Ainsi, les individus vivant en milieu semi urbain gagnent significativement plus que leurs homologues du milieu urbain, dans le secteur privé, mais moins, dans le secteur informel. Dans le secteur public, la différence dans les gains n'est pas statistiquement significative. Quant aux individus vivant en milieu rural, ils gagnent significativement moins dans les secteurs public et informel que leurs homologues vivant en milieu urbain. Dans le secteur privé formel, la différence dans les gains n'est pas statistiquement significative.

V. Conclusion

De manière générale, les taux de rendements privés de l'éducation au Cameroun sont très élevés et convexes, particulièrement dans les secteurs public et privé formel. Des taux de rendements qui convergent avec ceux déterminés dans de récentes études pour de nombreux pays d'Afrique subsaharienne⁵. Les autres variables explicatives des gains dans le présent article, sont en accord avec la littérature empirique. Des recommandations de politiques économiques pourraient être dérivées de nos résultats. Les taux de rendements privés de l'éducation positifs, statistiquement significatifs et très élevés dans les secteurs public et privé formel ; négatifs et modérément positifs dans le secteur informel devraient inciter l'Etat à mieux organiser et réglementer ce dernier secteur. L'Etat devrait également s'investir dans la réduction des inégalités de rémunérations entre les hommes et les femmes qui sont significatives dans tous les secteurs d'activités. De plus, la convexité des taux de rendements privés de l'éducation en général, devrait inciter les individus à effectuer de plus en plus d'études et à privilégier l'obtention de diplômes, étant donné que les taux de rendements privés associés aux différents diplômes sont en général, plus élevés que ceux associés aux différents niveaux d'éducation correspondants. En outre, les budgets alloués par les pouvoirs

⁴ Voir la procédure de détermination en Annexe.

⁵ Schultz (2004) ; Kazianga, 2003 et Ewoudou et Vencatachellum, 2006 par exemple

publics à l'éducation devraient être accrus à tous les niveaux, afin que s'accroissent à la fois la qualité et le nombre de diplômés. Ces derniers pourront ainsi véritablement tirer profit des taux de rendements privés de l'éducation qui sont en général élevés, et partant, contribuer à l'amélioration qualitative de l'appareil productif interne.

Références Bibliographiques

- Arestoff, F. (2000), « Taux de rendement de l'éducation sur le marché du travail d'un pays en développement : Un réexamen du modèle de gains de Mincer », *DIAL*, Université Paris IX-Dauphine, Document de Travail.
- Barro, R. (2002) « Inequality and growth in a panel of countries », *Journal of Economic Growth* 5(1), 5-32.
- Baudelot, C., et al. (2004), « les effets de l'éducation » (Rapport à l'intention du PIREF), S.I., Sans éd.
- Becker, G. S. (1964), « Human Capital », New-York, NBER and Columbia University Press.
- Belzil, C., et J. Hansen (2004), « A Structural Analysis of the Correlated Random Coefficient Wage Regression Model », *GATE Working Paper*, Avril.
- Bigsten, A., et al. (2000), « Rates of return on physical and human capital in Africa's manufacturing sector », *Economic Development and Cultural Change* 48, 801-827.
- Bourbonnais, R. (1998), *Econometrie*, Dunod, 2^{ème} édition.
- Cahuzac, E., et V. di Paola (2004), « Overeducation and Wages Downgrading: Conditions of Spatial Differentiation », Sans éd., *Working Paper*, juillet.
- Chen, S. H. (2001), « Is Investing in College Education Risky? », New-York, University of Rochester and State University of New-York at Albany.
- Chennouf, S., Lévy-Garboua, L., et C. Montmarquette (1997), « les effets de l'appartenance à un groupe de travail sur les salaires individuels », *Econométrie Appliquée*, Paris, Presses HEC/Economica, PP. 207-232.
- Dagenais, M., Montmarquette, C., Viennot-Briot, N., et M. Meunier (2000), « Le décrochage scolaire, la performance scolaire et le travail pendant les études: un modèle à groupe hétérogène », *Série Scientifique, CIRANO*, 2000s-55.
- Davidson, R., et J. G. Mackinnon (1993), *Estimation and Inference in Econometrics*, New-York, Oxford University Press.
- Davis, R. (1979), « Planning Education for Employment », Harvard Institute for International Development, *Document d'étude sur le développement* no 60, juin.
- Diagne, A., Boccanfuso, D., et D. Gassama Barry (2003), « La Rentabilité de l'Investissement dans l'Education au Sénégal », *CIRPEE Working Paper*, décembre.
- Ettner, S. L., « Methods for Addressing Selection Bias in Observational Studies », S.d., Sans éd., Division of General Internal Medicine and Health Services Research, UCLA.
- Ewoudou, J., et D. Vencatachellum (2006), « An Empirical Analysis of Private Rates of Returns to Education in Cameroon », *Working Paper*, Novembre.
- Fisher, I. (1906), *The Nature of Capital and Income*, New-York, Macmillan.
- Friedman, M. (1962), *Capitalism and Freedom*, Chicago, University of Chicago Press.
- Gillis, M., Perkins, D. H., Roemer, M., et D. R. Snodgrass (2004), *Economie du Développement*, De boeck, 2^{ème} édition.
- Gourieroux, C. (1989), *Econométrie des Variables Qualitatives*, Paris, 2^{ème} édition, Economica.
- Hanchane, S., et C. Lemelin (2000), « Le débat autour de l'efficacité des systèmes Educatifs et de Formation en France », *IDEP Document de Travail*, janvier.
- Hanchane, S., et S. Moullet (1999), « Accumulation du capital humain et relation Education – Salaire », S.I., Sans éd.
- Heckman, J. (1979), « Sample selection bias as a specification error », *Econometrica* 47, 153-161.
- Heckman, J., et P. Carneiro (2002), « The evidence on credit constraints in post-secondary schooling », *NBER Working Paper*, juillet.
- Hugon PH. (2005), « Que produit l'éducation ? », S.I., Sans éd.

- Hugon, PH. (2005), « La Scolarisation et l'Education Catalyseurs du Développement », *Colloque ATM*, Marrakech, avril.
- Hurlin, C. (2002), « Modèles à variables dépendante limitée : Modèles Tobit Simples et Tobit Généralisés », Université d'Orleans.
- Jun Jo, S. (2005), « Human Capital: Theory and Application », S.I., Sans éd.
- Kazianga, H. (2003), « Schooling returns for wage earners in Burkina faso: Evidence from 1994 and 1998 priority surveys », *Technical Report*, Economic Growth Center Yale University, New Haven, Connecticut.
- Lanot, G., et C. Muller (1997), « Dualistic sector choice and female labour supply: Evidence from formal and Informal sectors in Cameroon », Center for Study of African Economies, WPS 97-9.
- Lemelin, C. (1998), *L'Economiste et l'Education*, Presses de l'Université du Québec.
- Manga Engama, E., « Education et Salaire au Cameroun : Quelle relation ? », S.d., S.I., Sans éd.
- Mincer, J. (1958), « Investments in Human Capital and Personal Income Distribution », *Journal of Political Economy*, 56 (4): 281-302.
- Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, New-York, National Bureau of Economic Research and Columbia University Press.
- Mincer, J. (1993), « Education and Unemployment », in *Studies in Human Capital*, Cambridge.
- Montmarquette, C., Mourji, F., et A. Garni (1996), « L'Insertion des Diplômés de la Formation Professionnelle dans le Marché du Travail Marocain : Une Application des Modèles de Durée », *revue Région & Développement* no 3.
- Mwabu, G., et T. P. Schultz (1996), « Education returns across quintiles of the wage function: Alternative explanations for returns to education in South africa », *American Economic Review* 86(2), 335-339.
- Psacharopoulos, G., et H. A. Patrinos (2002), « Returns to investment in education: A further update », *Working Paper 2881*, World Bank, Washington D. C., Septembre.
- Schultz, T. W. (1961), « Investment in Human Capital », *American Economic Review* 51, no.1, mars, 1-17.
- Tassi, PH. (1985), *Méthodes Statistiques*, Economica.
- Thurow, L. C. (1970), *Investment in Human Capital*, Belmont, Cal., Wadsworth.
- Willis, R. S., et S. Rosen (1979), « Education and self-selection », *Journal of Political Economy*, vol. 87, no 5, part 2.
- Wolfe, B. et S. Zuvekas (1995), « Nonmarket Outcomes of Schooling », Institute for Research on Poverty, *Discussion Paper 1065 – 95*, Mai.
- Wooldridge, J. M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, Massachussets, The MIT Press.

Annexes

I. Tableaux

Tableau 1 : Equation de salaire mensuel, par secteur d'activité, niveau d'éducation atteint

Niveaux d'éducation	Secteurs d'Activité		
	Public	Privé formel	Informel
Primaire	0,75 * (0,32)	- 0,66 ** (0,25)	- 0,75 *** (0,09)
Secondaire général premier cycle	1,35 *** (0,31)	0,07 (0,26)	- 0,65 *** (0,14)
Secondaire général second cycle	1,55 *** (0,31)	0,21 (0,28)	- 0,24 (0,20)
Secondaire technique premier cycle	1,14 ** (0,35)	0,01 (0,32)	- 1,07 *** (0,21)
Secondaire technique second cycle	1,46 *** (0,37)	0,13 (0,32)	- 0,52 (0,34)
Supérieur	1,93 *** (0,31)	0,65 * (0,28)	0,26 (0,33)
Age potentiel			
Age	0,21 *** (0,03)	0,31 *** (0,02)	0,24 *** (0,008)
Age au carré	- 0,002 *** (0,0003)	- 0,003 *** (0,0003)	- 0,002 *** (0,00009)
Genre et statut matrimonial			
Féminin	- 0,19 * (0,09)	- 0,67 *** (0,11)	- 1,15 *** (0,05)
Marié ou en union libre	0,28 ** (0,11)	0,22 * (0,11)	0,57 *** (0,06)
Milieu de résidence			
Semi urbain	- 0,06 (0,09)	0,28 * (0,12)	- 0,49 *** (0,08)
Rural	- 0,64 *** (0,13)	- 0,18 (0,17)	- 1,27 *** (0,06)
Terme de correction de la sélectivité	0,14 (0,10)	0,48 *** (0,10)	0,55 *** (0,03)
R² Ajusté	0,151	0,188	0,164

Note : Les écarts-types sont reportés entre parenthèses.

, ** et * traduit le fait que le paramètre est statistiquement différent de zéro, respectivement aux niveaux de significativité 10%, 5% et 1%.*

Source : Estimations des auteurs à partir de ECAM II.

Tableau 2 : Equation de salaire mensuel, par secteur d'activité, diplôme le plus élevé atteint

Diplôme le plus élevé	Secteurs d'Activité		
	Public	Privé formel	Informel
CEPE/FSLC (Certificats d'études primaires)	0,79 *** (0,21)	0,02 (0,17)	- 0,57 *** (0,09)
BEPC/CAP/GCEOL (Diplôme de fin de premiers cycles secondaires)	1,20 *** (0,21)	0,66 ** (0,21)	- 0,26 (0,18)
Probatoire/BP	1,20 *** (0,26)	0,57 * (0,28)	- 0,22 (0,35)
BAC/GCEAL/BEP (Diplôme de fin de cycles secondaires)	1,29 *** (0,23)	0,63 ** (0,23)	0,50 * (0,29)
DEUG/BTS (Diplôme de fin des deux premières années universitaires)	1,58 *** (0,31)	0,99 * (0,41)	0,61 (0,97)
Licence	1,55 *** (0,24)	0,57 * (0,31)	0,20 (0,61)
Maîtrise/DEA	1,86 *** (0,26)	1,65 *** (0,40)	0,84 (1,02)
Doctorat/PHD	2,09 *** (0,37)	0,57 (0,78)	0,17 (2,39)
Age potentiel			
Age	0,20 *** (0,03)	0,31 *** (0,024)	0,24 *** (0,008)
Age au carré	- 0,002 *** (0,0003)	- 0,003 *** (0,0003)	- 0,002 *** (0,00009)
Genre et statut matrimonial			
Féminin	0,20 * (0,09)	- 0,70 *** (0,11)	- 1,11 *** (0,05)
Marié ou en union libre	0,30 ** (0,11)	0,21 * (0,11)	0,59 *** (0,06)
Milieu de résidence			
Semi urbain	- 0,04 (0,09)	0,31 * (0,13)	- 0,50 *** (0,08)
Rural	- 0,63 *** (0,12)	- 0,19 (0,17)	- 1,25 *** (0,06)
Terme de correction de la sélectivité	0,16 (0,10)	0,44 *** (0,10)	0,56 *** (0,03)
R² Ajusté	0,156	0,183	0,163

Note : Les écarts-types sont reportés entre parenthèses.

*, ** et *** traduit le fait que le paramètre est statistiquement différent de zéro, respectivement aux niveaux de significativité 10%, 5% et 1%.

Source : Estimations des auteurs à partir de ECAM II.

Tableau 3 : Equation de salaire mensuel, par secteur d'activité, années d'études réussies

	Secteurs d'Activité		
	Public	Privé formel	Informel
Années d'études réussies			
Années d'études réussies	0,15 *** (0,04)	- 0,03 (0,04)	- 0,24 *** (0,02)
Années d'études réussies au carré	- 0,002 (0,002)	0,006 * (0,002)	0,01 *** (0,002)
Age potentiel			
Age	0,20 *** (0,03)	0,31 *** (0,02)	0,24 *** (0,008)
Age au carré	- 0,002 *** (0,0003)	- 0,003 *** (0,0003)	- 0,002 *** (0,0001)
Genre et statut matrimonial			
Féminin	- 0,19 * (0,09)	- 0,67 *** (0,11)	- 1,14 *** (0,05)
Marié ou en union libre	0,29 ** (0,11)	0,23 * (0,11)	0,58 *** (0,06)
Milieu de résidence			
Semi urbain	- 0,04 (0,09)	0,30 * (0,12)	- 0,50 *** (0,08)
Rural	- 0,63 *** (0,12)	- 0,18 (0,17)	- 1,28 *** (0,06)
Terme de correction de la sélectivité	0,15 (0,10)	0,44 *** (0,10)	0,56 *** (0,03)
R² Ajusté	0,157	0,185	0,165

Note : Les écarts-types sont reportés entre parenthèses.

*, ** et *** traduit le fait que le paramètre est statistiquement différent de zéro, respectivement aux niveaux de significativité 10%, 5% et 1%.

Source : Estimations des auteurs à partir de ECAM II.

II. Procédure de détermination de l'âge pour lequel le logarithme du salaire mensuel est maximum

Soit la fonction d'offre de salaire suivante :

$$\log revp = \alpha_0 + rs_i + \alpha_1 x_i + \alpha_2 x_i^2 + \mu_i$$

Soit x_i l'âge de l'individu.

Si $\log revp$ le logarithme du salaire mensuel est une fonction concave de l'âge des individus, alors le signe de α_1 est positif et celui de α_2 est négatif, indiquant que le salaire mensuel croît avec l'âge des individus mais à taux décroissant.

Ainsi, soit $\log revp = f(x_i^*)$, alors :

$$f(x_i^*) = \alpha_0 + rs_i + \alpha_1 x_i^* + \alpha_2 x_i^{*2} + \varepsilon_i$$

avec $\alpha_0 + rs_i = \text{constante}$

$$f'(x_i^*) = 0 \Leftrightarrow \alpha_1 + 2\alpha_2 x_i^* = 0$$

$$\Leftrightarrow x_i^* = -\frac{\alpha_1}{2\alpha_2}$$

Ainsi l'âge pour lequel le logarithme du salaire mensuel (*logrevp*) est maximum est donné par :

$$x_i^* = -\frac{\alpha_1}{2\alpha_2}$$

Aussi avons-nous :

➤ **Pour le secteur public**

$$\alpha_1 \approx 0,21 \text{ et } \alpha_2 = -0,002$$

$$\text{Ainsi, } -\frac{\alpha_1}{2\alpha_2} = -\frac{0,21}{-0,004} = \frac{0,21}{0,004} = 52,5$$

➤ **Pour le secteur privé formel**

$$\alpha_1 = 0,31 \text{ et } \alpha_2 = -0,003$$

$$\text{Ainsi, } -\frac{\alpha_1}{2\alpha_2} = -\frac{0,31}{-0,006} = \frac{0,31}{0,006} = 51,7$$

➤ **Pour le secteur informel**

$$\alpha_1 = 0,24 \text{ et } \alpha_2 = -0,002$$

$$\text{Ainsi, } -\frac{\alpha_1}{2\alpha_2} = -\frac{0,24}{-0,004} = \frac{0,24}{0,004} = 60$$

L'âge pour lequel le logarithme du salaire mensuel est maximum au Cameroun est donc de 52,5 ans ; 51,7 ans et 60 ans, respectivement pour les secteurs public, privé formel et informel.