

Ecart du nombre d'années d'éducation selon le genre en Côte d'Ivoire : L'importance de l'effet des rendements

Gender differences in the number of years of education in Côte d'Ivoire: The importance of the yield effect

Sy Ibrahima

laREG

UCAO-Togo

Université Catholique de l'Afrique de l'Ouest – Lomé – Togo

MONNEY Serge Kader N'cho

Université Felix Houphouët Boigny de COCODY – Abidjan Côte d'Ivoire

Résumé: L'objectif de cette étude est d'expliquer l'écart de nombre d'années de scolarité entre les femmes et les hommes afin d'accroître l'efficacité des politiques éducatives. Dans cette perspective, ce travail tente d'améliorer la compréhension des distorsions de la demande d'éducation en Côte d'Ivoire. Nous utilisons dans cette étude la méthode de décomposition d'Oaxaca-Blinder, en générant une régression de la fonction d'influence recentrée (RIF) de l'inconditionnel quantile. Les données mobilisées sont issues de l'Enquête sur la Situation de l'Emploi et le Travail des enfants (ENSETTE 2014). Les résultats montrent une différence notable des écarts en termes de nombres d'années scolaire de succès en faveur des hommes. Résider dans la capitale (Abidjan), et appartenir à un ménage de grande taille affecte positivement le nombre d'années de scolarité en Côte d'Ivoire. Par contre, la nationalité (non nationaux) et le type d'établissement fréquenté (public) ont un effet négatif et significatif sur la durée de scolarisation ou le nombre d'années de scolarité.

Mots-clés : Capital Humain, Inégalité de demande d'éducation, Genre, Régression inconditionnelle du quantile, Régression RIF, Côte d'Ivoire.

JEL classification: C14, C22, I20, I21, J16, J24.

Digital Object Identifier (DOI): <https://doi.org/10.52502/ijesm.v1i2.184>



1. Introduction

L'éducation peut être perçue comme un investissement que les individus ou ménages cherchent à rendre le plus rentable possible prenant en compte des coûts, la durée, la probabilité d'accès à l'emploi et les gains futurs. Cet investissement varie d'un individu à un autre créant l'existence de différence (ou d'éducation) entre les individus. Cette situation, largement expliquée par le montant d'investissement ou la classe sociale des individus, s'inscrit dans la même perspective de nombre d'années de scolarité de la pensée économique de Mincer (1958), de Schultz (1961) et de Becker (1964) du fait que c'est une dépense qui est censée produire à l'avenir un supplément de richesse et de bien-être. Or, concernant la demande d'éducation, la gente féminine est largement désavantagée et cela est observé dans le nombre d'années de scolarité.

En Afrique, des efforts de réduction de cet écart ont été enregistrés, comme en témoignent les bilans récents (UNESCO, 2007 ; Nations Unies, 2007, 2010 ; Pôle de Dakar, 2007 ; Bernard, Tiyaab et Vianou, 2004. ; Confemen & Me, 2007 ; Bernard, Simon, & Vianou, 2005) qui font état de progrès considérables du point de vue de l'accès depuis Dakar 2000. Le Forum mondial de l'éducation de Dakar de 2000 a permis, en effet, d'observer des progrès importants dans les systèmes éducatifs pour corriger les déséquilibres existants entre les filles et les garçons. Au niveau des pays membres du Partenariat mondial pour l'éducation (GPE), certes le renforcement de l'égalité de genre et de l'inclusion dans l'accès à l'éducation est au cœur de sa mission, mais l'évolution reste faible. L'indice de parité du Taux brut de scolarisation au primaire est passé de 0,82 en 2000 à 0,92 à 2015 par exemple.

En Côte d'Ivoire, il semble que les femmes ont du mal à franchir le palier secondaire. Il y'a plus d'hommes dans l'enseignement supérieur que de femmes avec 63,21% d'hommes et 36,79% de femme ayant suivi une formation supérieure (Tableau 1). Ce constat peut être à l'origine de la différence de nombre d'années de scolarité entre les femmes et les hommes.

Tableau 1 Proportion des individus dans l'enseignement supérieur en Côte d'Ivoire

Formation	Genre		Total
	Homme	Femme	
Inférieur Au Bac	2367	1778	4145
Supérieur ou égal au Bac	213 soit 63,21%	124 soit 36,79%	337
Total	2580	1902	4482

Source : l'auteur à partir de l'ENSETTE, 2014

Cette problématique nous amène, dans ce travail, à une tentative d'amélioration de la compréhension de cet écart du nombre d'années d'éducation en termes de genre. Il s'agit plus précisément à appréhender la différence de nombre d'années de scolarité entre les hommes et les femmes en Côte d'Ivoire. Pour ce faire ; nous nous inspirons des travaux (par exemple ceux de Fortrin, Firpo et Lemieux (2008, 2009 et 2018)) qui permettent de prendre en compte tous les effets de la distribution du niveau d'éducation. Pour mieux cerner l'écart de nombre d'années de scolarité en termes de genre, il est intéressant de relever certains facteurs susceptibles d'influencer positivement ou négativement la demande d'éducation.

La suite du travail est subdivisée comme suit : la section 2 met en évidence les différents travaux phares sur la question. La section 3 présente la méthodologie appliquée ainsi que les données utilisées. La section 4 est une présentation des résultats et l'analyse qui en découle avant de conclure à la section 5.

2. Revue de la littérature

De nombreux chercheurs ont tenté d'apporter un début de réponse à l'explication de la réussite scolaire et des écarts Ecart du nombre d'années d'éducation. Ces travaux sur l'éducation sont classés en deux catégories selon qu'ils portent sur la demande ou sur l'offre d'éducation.

Les travaux sur la demande sont, à leur tour, classés en deux sous-catégories. Il y a d'un côté les travaux qui attestent l'hypothèse que l'éducation participe à la formation du capital humain (Schultz, 1962 ; Becker, 1975). La deuxième sous-catégorie concerne les travaux de ceux qui avancent que l'éducation est un instrument de signalisation sur le marché du travail (Arrow, 1973 ; Spence, 1973).

L'analyse économique de la demande de l'éducation s'est initialement développée dans un cadre microéconomique, puis dans un cadre collectif. Cette analyse a comme fondement la Théorie du capital Humain dans les années 1960 et 1970, dont les travaux pionniers sont ceux Mincer (1958), Schultz (1963) et Becker. (1964).

Dans l'analyse de Becker, l'investissement en Capital Humain fait l'objet d'un choix ; celui d'un individu supposé rationnel qui maximise les gains actualisés futurs que doit lui procurer son investissement sur toute sa durée de vie, nets des coûts de cet investissement. C'est également la logique de Weil (1971), pour qui l'éducation est au début et la fin de tout processus ou toute activité humaine.

Il est évident que, les comportements individuels en matière de choix éducatif peuvent varier considérablement selon les préférences individuelles et les caractéristiques socioéconomiques. En effet l'analyse de la demande de l'éducation peut varier selon des capacités et du comportement propre à l'individu. Tout investissement est réalisé par un individu en fonction de ses objectifs et ses contraintes, qui, pouvant modifier son comportement. La théorie du capital humain suggère que les caractéristiques du ménage jouent un rôle important dans la décision post baccalauréat. En effet, les enfants dont les parents ont un statut social relativement meilleur ont plus de chance de poursuivre des études post baccalauréat (Averett et Burton, 1996). La structure familiale n'a pas été très abordée dans la littérature concernant la demande de l'éducation supérieure. Néanmoins, des travaux comme ceux d'Evans et Schwad (1995) ont montré l'impact de la structure familiale sur la décision d'effectuer les études supérieures. Ils montrent en effet que, les enfants vivant dans une famille « mono parentale » ont moins de chance d'effectuer des études supérieures. Aussi, les travaux de Koissy en 2008 dans un contexte de pays en voie de développement, montrent le pouvoir de négociation des mères, même favorable à l'investissement éducatif ne conduit pas nécessairement à une redistribution en faveur des filles. Il s'agit donc d'un pouvoir décisionnel entre genres dans la sphère familiale (la décision du père et celle de la mère dans le choix éducatif de leur progéniture en tenant compte de leur statut social, ici appréhender par le revenu du ménage).

Après avoir exposé quelques résultats concernant les déterminants de la demande d'éducation, il nous vient de relever quelques les stratégies ou techniques qui ont permis d'aboutir à ces résultats et de proposer celle qui nous semble utile dans notre analyse de l'écart de nombre d'années de scolarité.

Dans l'estimation de la forme fonctionnelle, généralement l'on utilise soit une approche paramétrique soit non paramétrique (fonction de densité ou de répartition) ou encore une approche semi-paramétrique. La méthode de repondération de Dinardo-Fortrin-Lemieux (1996) résout partiellement les préoccupations susmentionnées dans la mesure où elle ne permet pas de généraliser la désagrégation de l'effet de structure et de composition aux variables autres que les variables muettes et même dans ce cas cela peut nécessiter un calcul fastidieux lorsque leur nombre augmente. D'autres méthodes ont été abordées dans la littérature pour analyser les fonctions de répartition. C'est le cas de la méthode des quantiles conditionnels de Machado-Mata (2003) qui permet de rendre compte de l'entière de la distribution. Mais cette méthode ne permet pas de désagréger les effets de structure et de composition (Fortrin, Firpo

et Lemieux ; 2006). En plus de cela, elle est lourde en termes de nombre de simulations et de régression quantiles conditionnels à faire, mais cela requiert aussi la spécification d'une forme fonctionnelle appropriée à chaque point de la distribution.

Au-delà de leurs limites et avantages, ces approches ont en commun la faiblesse de ne pas pouvoir isoler la contribution individuelle les composantes de l'effet de composition. Pour pallier à ces différentes insuffisances, Fortrin, Firpo et Lemieux (2008, 2009 et 2018) propose la méthode de la régression RIF qui, par un processus de recentrage de la variable dépendante, permet d'estimer la relation entre la distribution marginale (inconditionnelle) d'une variable dépendante et les variables exogènes. Ainsi, l'on peut calculer les effets partiels des variables explicatives sur la fonction approximée (Rios-Avila, 2020). En effet, lorsque la relation entre la fonction d'une distribution et ses variables explicatives est, soit non linéaire, soit inconnue, il est difficile de calculer les effets marginaux.

La régression RIF permet de conduire le processus de composition à son terme en désagrégeant l'effet de composition et de structure selon la méthode classique d'Oaxaca blinder. D'où le choix de ce modèle pour la suite de notre étude.

3. Méthodologie

3.1 Modèle : : la régression RIF

Avant de proposer cette méthode, nous exposons la décomposition d'Oaxaca-Blinder dont elle découle. À cet effet, partons d'une relation linéaire entre la variable Y et les variables explicatives X .

$$Y_{\lambda} = f(X_{\lambda}, \varepsilon_{\lambda}) \quad [1]$$

où Y est le vecteur du niveau d'étude (la quantité d'éducation) qui est une variable discrète, X est le vecteur des variables explicatives observables. ε , le vecteur des variables non observables et λ l'indice se réfère soit au groupe A, soit au groupe B.

Pour les individus i et j différents selon qu'ils appartiennent respectivement à $\lambda = A$ et $\lambda = B$; l'on peut écrire :

$$\begin{cases} E[Y_{jA}/X_{jA}] = \beta_A X_{jA} + \varepsilon_{jA} \\ E[Y_{iB}/X_{iB}] = \beta_B X_{iB} + \varepsilon_{iB} \end{cases} \quad [2]$$

L'estimation par les moindres carrés ordinaires (MCO) de ces deux équations donne :

$$\checkmark \quad E[Y_{jA} / X_{jA}] = E(Y_A) = \beta_A E(X_A) + E(\varepsilon_A) \quad [3]$$

C'est la quantité d'éducation moyenne des individus lorsque $\lambda = A$, c'est-à-dire $E(Y_A)$ qui est le produit des caractéristiques moyennes de $\lambda = A$ autrement dit $E(X_A)$ et du taux de rendement moyen en $\lambda = A$, (β_A) de ces caractéristiques de $\lambda = A$ plus les effets moyens de facteurs non observables de $\lambda = A$, ($E(\varepsilon_{iA})$)

$$\checkmark \quad E[Y_{jB} / X_{jB}] = E(Y_B) = \beta_B E(X_B) + E(\varepsilon_B) \quad [4]$$

Cela correspond à la quantité d'éducation moyenne des individus lorsque $t = B$, autrement dit $E(Y_B)$ qui est le produit des caractéristiques moyennes de $\lambda = B$ c'est à dit $E(X_B)$ et du taux de rendement

moyen en $\lambda = B$, (β_B) de ces caractéristiques de $\lambda = B$ plus les effets moyens de facteurs non observables de $\lambda = B$ ($E(\varepsilon_{jB})$).

Par conséquent, l'écart total du nombre d'années de scolarité (approximé ici à la quantité d'éducation) entre les deux situations ($\lambda = B$ et $\lambda = A$) peut s'écrire :

$$\Delta_T^Y = E(Y_A) - E(Y_B) = [\beta_A E(X_A) + E(\varepsilon_A)] - [\beta_B E(X_B) - E(\varepsilon_B)] \quad [5]$$

Dans cette perspective, la quantité d'éducation contrefactuelle est alors $\beta_B E(X_A)$.

C'est la moyenne des années de scolarisation du groupe A ($\lambda = A$) si les individus de ce groupe étaient exposés aux mêmes caractéristiques et aux mêmes contraintes que ceux du groupe B ($\lambda = B$).

En soustrayant et en ajoutant $\beta_B E(X_A)$ respectivement au premier et au deuxième terme, puis en supposant que les erreurs sont *iid* alors $E(\varepsilon_A) = E(\varepsilon_B) = 0$ et l'on obtient par la suite :

$$\Delta_T^Y = [E(X_A) \cdot (\beta_A - \beta_B)] + \beta_B [E(X_A) - E(X_B)] \text{ où } \Delta_T^Y = \Delta_S^Y + \Delta_X^Y \quad [6]$$

On note à ce propos deux effets, à savoir :

✓ l'effet de la structure : $\Delta_S^Y = E(X_A) \cdot (\beta_A - \beta_B)$

Il mesure la contribution moyenne aux écarts de la quantité d'éducation (Y) entre les individus scolarisés (par exemple entre les femmes et les hommes). Cet écart est dû aux effets de coefficients lorsque les dotations sont maintenues constantes.

✓ l'effet de composition $\Delta_X^Y = \beta_B (E[X_A] - E[X_B])$

Il mesure la contribution moyenne aux écarts de la quantité d'éducation entre les individus scolarisés (par exemple entre les femmes et les hommes). Cet écart est dû aux variables explicatives (donc les dotations) en supposant que l'effet de coefficients est maintenu constant.

3.2 Décomposition selon la méthode de la régression RIF

Comme la décomposition d'Oaxaca-Blinder., considérons Y et les variables explicatives X , alors on peut écrire : $Y_\lambda = f(X_\lambda, \varepsilon_\lambda)$. Par ailleurs, notons F et F_ϵ deux distributions du niveau de scolarisation (ou quantité d'éducation) Y et $\theta(\cdot)$ ¹, la statistique d'une distribution qualitativement et infinitésimalement robuste (Firpo et al, 2009). Lorsque F_ϵ est proche de F alors $\theta(F_\epsilon)$ devrait tendre vers $\theta(F)$.

Supposons δ_Y la distribution qui est telle que la probabilité d'avoir Y égale à 1. Aussi, considérons que F_ϵ étant la distribution ayant la probabilité $(1 - \epsilon)$ de provenir selon tirage aléatoire de la distribution

¹ La statistique $\theta(\cdot)$ d'une distribution F donnée peut être soit de la moyenne ou un quantile, ou même l'un des indices d'inégalités (Gini, Theil etc...)

de l'échantillonnage F , et la probabilité ϵ de provenir de Δ_Y , on peut donc écrire:

$$F_\epsilon(Y) = (1-\epsilon)F + \epsilon\delta_Y \text{ avec } 0 < \epsilon < 1 \quad [7]$$

À partir des deux distributions F et F_ϵ l'on peut déduire une fonction d'Influence (IF)² de F sur la statistique $\theta(F)$ lorsque ϵ tend vers 0, c'est-à-dire en choisissant ϵ de sorte que F et F_ϵ soient proches. En d'autres termes en calculant la limite de $\theta(F_\epsilon)$ lorsque ϵ tend vers zéro.

La fonction d'influence (IF) n'est alors autre que la dérivée première de $\theta(F_\epsilon)$ par rapport à ϵ , mesurant ainsi l'influence de perturbations infinitésimale dans Y ou F sur la statistique $\theta(F)$; on a

$$IF(Y, \theta, F) = \lim_{\epsilon \rightarrow 0} \frac{[\theta(F_\epsilon) - \theta(F)]}{\epsilon} = \frac{\partial \theta[(1-\epsilon)F + \epsilon\delta_Y] |_{\epsilon=0}}{\partial \epsilon} \quad [8]$$

Cette fonction d'influence (IF) étudie comment un changement dans la distribution des variables explicatives affecte une statistique distributionnelle $\theta(F)$, où θ est une classe de fonctions de distribution (Ndoye, 2015)

Quant à l'application aux quantiles, Firpo et al. (2009) considèrent le $\tau^{\text{ième}}$ quantile, q_τ comme les statistiques distributionnelles $\theta(F)$ et montrent que la fonction d'influence peut être exprimée comme :

$$IF(Y, q_\tau) = \frac{\tau - \mathbb{I}\{Y \leq q_\tau\}}{f_Y(q_\tau)} \quad [9]$$

De l'équation [9], on en déduit la fonction d'influence recentrée (RIF) comme suit :

$$RIF(Y, q_\tau) = q_\tau + IF(Y, q_\tau) \quad [10]$$

$$RIF(Y, q_\tau) = q_\tau + IF(Y, q_\tau) = q_\tau + \frac{\mathbb{I}\{Y > q_\tau\}}{f_Y(q_\tau)} - \frac{1-\tau}{f_Y(q_\tau)} = c_{1,\tau} \mathbb{I}\{Y > q_\tau\} + c_{2,\tau}$$

$$\text{Où } \begin{cases} c_{1,\tau} = \frac{1}{f_Y(q_\tau)} \\ c_{2,\tau} = \frac{1}{f_Y(q_\tau)} \end{cases} \quad [11]$$

Selon Ndoye (2015), le modèle de régression RIF consiste à régresser la fonction RIF donnée en ([11]) sur un ensemble de variables explicatives X . L'espérance conditionnelle du RIF est exprimée comme suit :

$$E[RIF(Y, q_\tau) / X] = c_{1,\tau} E[\mathbb{I}\{Y > q_\tau\} / X] + c_{2,\tau} = c_{1,\tau} \Pr[\mathbb{I}\{Y > q_\tau\} / X] + c_{2,\tau} \quad [12]$$

Puisque la fonction de liaison $E[RIF(Y, q_\tau) / x]$ dans (9) est linéaire sur $\Pr[\mathbb{I}\{Y > q_\tau\} / x]$, l'effet marginal moyen des variables X , β_τ peut être estimé de façon constante en utilisant les MCO.

² Hampel (1974)

3.3 Modèle : : la régression RIF

Les données utilisées dans cette étude proviennent de l'Enquête sur la Situation de l'Emploi et le Travail des enfants (ENSETTE, 2014). Elle est réalisée avec l'appui technique de l'ENSEA et du BIT. Cette enquête est réalisée en 2014 dans le cadre de la mise en œuvre de la Politique Nationale de l'Emploi, adoptée en 2012. Elle a permis à l'État de Côte d'Ivoire de se doter d'un dispositif de collecte de données d'enquête sur la situation de l'emploi, afin d'avoir des statistiques fiables sur le marché du travail. L'enquête a été financée par l'État de Côte d'Ivoire et la Banque Mondiale à travers le Projet emploi Jeune Et Développement des Compétences (PEJEDEC) pour le volet emploi. L'enquête a porté sur un échantillon de 12 000 ménages répartis sur l'ensemble du territoire national obtenu après tirage proportionnel de 600 zones d'enquêtes et tirage systématique de 20 ménages dans chacune des zones d'enquête (après recensement). La qualité de ces données a été assurée par les dispositions techniques prises par l'INS et le contrôle qualité effectué par l'ENSEA.

- Présentation et codification des variables de l'étude

Il existe éventuellement une relation comportementale entre l'environnement socio-économique et le choix éducatif supérieur (Dif-Pradalier & Tschudi ; 2018). La résolution du modèle nécessite d'abord la mise en évidence des variables de l'étude à savoir le type d'établissement fréquenté par les individus, le milieu de résidence des individus, la taille du ménage considéré, le sexe de l'individu donné, le secteur d'activité du chef de ménage le niveau d'éducation du chef de ménage et la nationalité de l'individu considéré, constituent tous ensemble le vecteur des variables explicatives. Les théories de l'héritage culturel (Bourdieu, 1988) et celle de la rentabilité relative des études selon les milieux sociaux (Boudon, 1973) permettent de justifier cette assertion et la prise en compte de ces variables dans cette étude.

Dans ce travail, il est difficile de prendre en compte le parcours et le profil scolaires en terminal. En effet, la base de données utilisée ne donne pas d'informations précises sur la série du baccalauréat, la mention au baccalauréat, la possession d'un projet professionnel au Bac... ; or ces informations s'avèrent aussi importantes dans la prise de décision de poursuivre des études supérieures. La prise en compte de nos variables est justifiée par les travaux de Magali et al (2010), qui stipulent que l'impact de l'origine sociale augmentait avec le niveau d'études.

Tableau 2 : Présentation et codification des variables de l'étude

Variables		Définition	Caractéristiques
NBR_A_SUCCES		Nombre d'années de succès, appréhendé ici par le nombre d'années de scolarité	Variable dépendante
SEXE	FEMME = 1 HOMME = 0	Le sexe : féminin ou masculin	Variable explicative
EDUCATION (EDUC_CM)	1= Aucun niveau 0= Secondaire et plus	Niveau d'éducation du chef de ménage	Variable explicative

NATION	NATION=1(Non-nationaux) NATION=0 (nationaux)	Nationalité de l'individu	Variable explicative
T_MNGE		Taille du ménage : 1 si la taille du ménage est supérieure ou égale à 7 individus et 0 sinon	Variable explicative
SECTEU_CM	1= Informel 0=Formel	Secteur d'activité du chef de ménage	Variable explicative
MILIEU_RSD	1 = Abidjan 0 = Autre urbain	Zone de résidence	Variable explicative
ENSG_DFOIS		le type d'établissement fréquenté (Privé / Public)	Variable explicative

Source : Auteurs à partir de l'ENSETE 2014

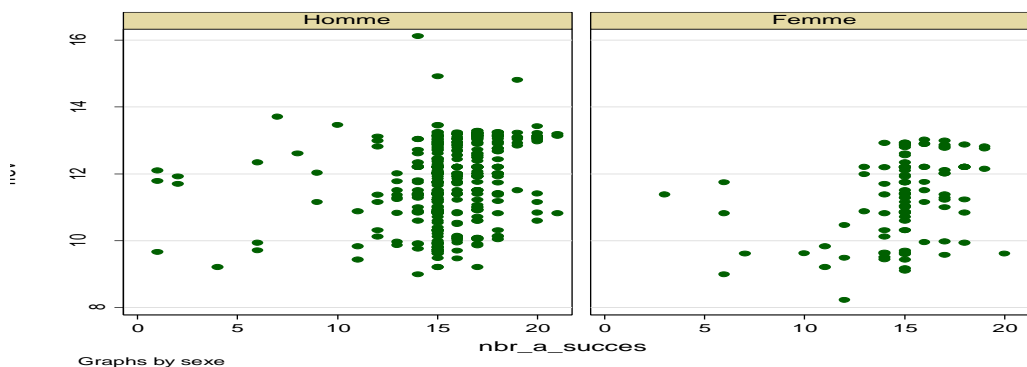
4. Résultats

Dans ce travail, la présentation des résultats est organisée en deux parties : une partie traitant l'analyse descriptive (analyse factorielle discriminante) et une autre traite l'analyse économétrique (la régression RIF).

4.1 Analyse factorielle discriminante (AFD) et test d'égalité de la moyenne (TEM)

Comme nous traitons l'inégalité de la quantité d'éducation entre les individus qui ont été dans l'enseignement supérieur, nous proposons d'effectuer l'analyse factorielle discriminante. L'objectif de cette analyse peut être descriptif, et dans ce cas elle tente de réduire la dimension du problème, c'est-à-dire de déterminer les directions factorielles discriminantes (autrement dit celles suivant lesquelles les groupes se distinguent le mieux).

Nous considérons une variable binaire « genre : Femme-Homme », qui répartisse 4482 individus en deux groupes (Femme/ Homme). Sur la base du revenu mensuel³ (lrev) et le nombre d'années de succès (nbr_a_succes), il est question s'il existe une discrimination entre les deux groupes.



Graphique 1. : Répartition des revenus par nombres d'années de succès selon le genre

Source : Auteurs à partir de l'ENSETE 2014

³ Nous avons choisi le revenu mensuel (le gain monétaire), car l'objectif des individus de poursuivre des études supérieures étant d'optimiser leur gain et nous faisons l'hypothèse que la distribution des gains est fonction du Capital humain : plus le niveau d'éducation est élevé plus le gain est élevé.

Le graphique (1) montre qu'en moyenne les hommes ont une bonne performance en termes de nombres d'années de succès par rapport aux femmes et en ce qui concerne le revenu mensuel. L'intensité des chevauchements dans le graphique⁴ nous amène à prédire à partir des informations du nombre d'années de succès (nbr_a_succes) et du revenu (lrev), dans quelle catégorie se situe un individu donné (Tableau 3).

Tableau 3 : Analyse factorielle discriminante (AFD) : effet correctement classé

SEXE	Effectif correctement classé		Total
	Homme	Femme	
Homme	254 59,76 %	171 40,24 %	425 100%
Femme	53 47,75%	58 52,25 %	111 100%
Total	307 57,28%	229 42,72 %	536 100%

Source : Auteurs à partir de l'ENSETE 2014

Le tableau 3 prédit les valeurs bien et mal classées en réalisant une Analyse factorielle discriminante (AFD) sur le nombre d'années de succès et du revenu. On note que sur les 425 observations du groupe 0 (Homme), 254 ont été bien prédites à 0. De même sur les 111 observations du groupe 1 (Femme), 58 ont été bien prédits à 1 ; soit au total 58,20% d'observations bien prédites avec une prédiction qui est au moins bonne 52,25 % dans le groupe 1 que dans le groupe 0 (59,76 %). Enfin, les coefficients standardisés⁵ montrent que le facteur du nombre d'années de succès est plus élevé que celui du revenu (lrev), ce qui confirme que le nombre d'années de succès contribue plus largement à la discrimination entre les deux groupes.

Avant d'aborder l'analyse économétrique, nous nous proposons de faire un test d'égalité de la moyenne entre les différents groupes en question (Femme-Homme). On constate⁶ que la valeur de la statistique de « Student » nous conduit à rejeter l'hypothèse nulle (H_0). On peut donc conclure à des différences de moyennes du nombre d'années d'étude significatives entre les femmes et les hommes de notre échantillon ($Pr(|T| > |t|) = 0,0000$). Ces informations (AFD et TEM) nous permettent d'aborder l'analyse⁷ de l'écart du nombre d'années d'éducation entre les femmes et les hommes de notre échantillon.

4.2 Analyse de la régression RIF

Les variables incluses dans les régressions (tableau 4) reflètent les différents éléments qui peuvent influencer ou modifier la quantité d'éducation (ou le nombre d'années d'éducation) au cours de notre

⁴ Annexe 1 : Répartition des revenus par nombres d'années de succès selon les groupes (Femme / Homme).

⁵ Coefficients standardisés : nbr_a_succes= 0,9691434 et lrev=0,0992497

⁶ Voir annexe 2 : test d'égalité de la moyenne entre femme-homme du nombre d'année d'éducation

⁷ En utilisant la régression RIF

période d'étude. Les résultats ont été obtenus à l'aide du logiciel STATA 14. Ces résultats mettent en exergue les différents quantiles, à savoir le 10^e, 50^e et 90^e. Avant de montrer les résultats de décomposition, il est utile de discuter de certaines caractéristiques des coefficients issus de la régression RIF à travers les différents quantiles. Les estimations quantile conditionnel de la régression RIF sont présentées dans le tableau 4 ci-dessous.

Les principales variables sur lesquelles nous nous insistons sont le type d'établissement fréquenté, le secteur d'activité du chef de ménage, la taille de ménage, le milieu de résidence, le sexe et la nationalité. Pour mieux interpréter nos résultats, nous nous appuyons sur Graphiques des coefficients de régression de quantiles inconditionnels (GCRQI) en annexe 4.

Tableau 4 : Les estimations quantile conditionnel de la régression RIF du nombre années de scolarité

N=5151	Quantile_10	Quantile_50	Quantile_90
VARIABLES	Coefficients	Coefficients	Coefficients
SEXE	-.1594417*** (.03447632)	-.2931609*** (.0286546)	-.1181293*** (.0165754)
NATION	-.3001247*** (.0600432)	-.4563761*** (.0412384)	-.1452936*** (.0187727)
T_MNGE	.0331595 (.0378085)	.0468397 (.0318484)	.070578*** (.0178699)
MILIEU_RSD	.0919322* (.0514099)	.2125361*** (.0398327)	.1148011*** (.0178674)
ENSG_DFOIS	-.1620298*** (.0346873)	-.4106528*** (.0324457)	-.2272318*** (.0234842)
SECT_CM	.0373592 (.052023)	.0391161 (.0432818)	.0313044 (.0246066)

Note : * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01 et () : Les écart-types,

Source : Auteurs à partir de l'ENSETTE, 2014

Les résultats du tableau suggèrent une demande d'éducation qui diminue significativement chez les femmes. L'effet négatif de la variable SEXE sur le nombre d'année de succès est décliné sur la GCRQI par la forme en « U » plus accentuée au bas jusqu'au milieu de la distribution et plus faible à partir du milieu jusqu'au sommet de la distribution. Ce qui signifie que la demande d'éducation des femmes par rapport à celle des hommes baisse au fur et à mesure que le niveau augmente. Comme la variable, « sexe », le type d'établissement fréquenté (ENSG_DFOIS) à un effet négatif et en forme de « U » sur la GCRQI. Il est largement significatif dans la détermination du nombre d'années de scolarité. En effet, lorsqu'un individu est issu de l'enseignement public (ou établissement publique), cela diminue le nombre d'années de scolarité toute chose égale par ailleurs.

Comparativement aux nationaux, être de nationalité étrangère (NATION) a un effet négatif et significatif tout au long de la distribution sur la demande d'éducation. Cette forme en « U » sur la GCRQI fait apparaître un effet plus accentué du bas au milieu de la distribution et cet effet est de plus en plus faible

au sommet de la distribution. Autrement dit, le nombre d'années de scolarité des étrangers est faible quel que soit le quantile, mais au sommet de la distribution, on a une amélioration du nombre d'années de scolarité. Les variables « *MILIEU_RSD* » et « *T_MNGE* » de notre modèle contribuent à expliquer positivement le nombre d'années de scolarité. Résider dans la capitale économique (Abidjan) augmente le nombre d'années de scolarité de manière progressive, mais cet effet diminue au sommet de la distribution. Également, résider dans les ménages à « grande taille » à un effet positif sur le nombre d'années de scolarité : ce qui est contraire à nos attentes. Nous observons une baisse de cet effet pour le premier quantile et un accroissement de l'effet du lieu milieu jusqu'au sommet de la distribution.

En somme, on peut dire que la zone de résidence (Abidjan), et la taille de ménage (un ménage à grande taille) ont un effet positif et significatif sur le nombre d'années de scolarité en Côte d'Ivoire. Par contre, le sexe (femme), la nationalité (non nationaux) et le type d'établissement fréquenté (public) ont un effet négatif et significatif sur le nombre d'années de scolarité.

- Ecarts du nombre d'année de scolarité en termes de genre

Le tableau 5 ci-après révèle que l'écart du nombre d'années de scolarité entre les hommes et les femmes est plus grand au milieu de la distribution (1,06) par rapport au bas et au sommet de la distribution du nombre d'années de scolarité. Ces différences sont significatives si nous considérons le test Wilcoxon rank-sum (Annexe 5)

Tableau 5 : Ecarts du nombre d'année de scolarité pour les différents quantiles

Écart-Nombre année	Quantile_10	Quantile_50	Quantile_90
M-F	0,81881046	1,0693102	0,63029957
Note : Sexe masculin= M et sexe Féminin=F			

Source : Auteurs à partir de l'ENSETTE, 2014

Vu ce qui précède ; nous envisageons d'expliquer la différence des écarts dans ce qui suit. En effet, le tableau 6 indique que la différence du nombre d'années de scolarité entre Femme-Homme est significative tout au long de la distribution. L'effet des variables et les effets des coefficients sont significatifs dans notre modèle également. Nous observons un impact négatif pour l'effet total des variables et un impact positif pour l'effet des coefficients, ce qui stipule que la différence constatée au bas, au milieu et au sommet de la distribution est moins expliquée par les caractéristiques socioéconomiques et démographiques.

Pour les effets de composition (effets des variables), la variable « *ENSG_DFOIS* » a un effet positif et significatif sur toute la distribution. Ainsi, l'effet de composition de « *ENSG_DFOIS* » augmente l'écart du bas jusqu'au sommet de la distribution et de manière croissante sur la GCRQI. L'on peut dire qu'en Côte d'Ivoire, l'écart du nombre d'années de scolarité est beaucoup plus marqué dans

le public. Les non-nationaux (nationalités étrangères) réduisent les écarts du nombre d'années de scolarité et de manière significative sur toute la distribution.

Tableau 6 : Décomposition selon l'effet des caractéristiques et l'effet des coefficients de l'écart du nombre d'années de scolarité

	Quantile_10	Quantile_50	Quantile_90
DIFFERENCES	.2738187*** (.0370045)	.2533226 *** (.0255404)	.1292638 *** (.023305)
<i>EFFET-VARIABLES</i> TOTAL	-.0037399 (.0054838)	-.0030407 (.006021)	.0001211 (.0060204)
NATION	-.0088528** (.0037681)	-.0087179** (.0034724)	-.0068725 ** (.0028374)
T_MNGE	-.0011791 (.0013971)	-.00008 (.0009009)	.0017369 (.0012796)
MILIEU_RSD	.0006867 (.0015393)	-.0020763 (.0014687)	-.0029257* (.0017247)
ENSG_DFOIS	.0055157* (.0032729)	.0078921 * (.0044081)	.0084127 * (.0046763)
SECT_CM	.0000896 (.0003561)	-.0000587 (.0002493)	-.0002303 (.0006019)
<i>EFFET-COEFFICIENT</i> TOTAL	.2799486 *** (.036994)	.2639927 *** (.0250678)	.1307808 *** (.0229992)
NATION	.0074246 (.013221)	-.0155328 * (.0090418)	.0097956 (.0082906)
T_MNGE	.1077366* (.0579417)	.0534675 (.0391795)	--.0017905 (.035877)
MILIEU_RSD	.1486759* (.0896428)	.1055324 * (.0609705)	-.0270273 (.0559856)
ENSG_DFOIS	.1148568* (.0647148)	.1225322 ** (.0439439)	.1609567 *** (.0403396)
SECT_CM	.1276137 (.0979903)	.0106906 (.0666297)	-.0781382 (.0611008)
CONSTANTE	-.2263591 (.1688068)	-.0126972 (.1146061)	.0669845 (.1051564)
<p>Légende : * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01 et () : Les écart-types Nombre d'observations : 5429 Groupe_1 : Homme (Effectif : 2966), Groupe_2 : Femme (Effectif : 2463).</p>			

Source : Auteurs à partir de l'ENSETTE, 2014

Les résultats du tableau 6 indiquent une variation positive de -0,2263 à 0,0669 du bas au sommet de la distribution attribuable aux effets des coefficients demeure inexpliquée (l'effet de la constante). Inversement, les variations du rendement des variables expliquent la totalité de la variation au niveau des différents quantiles. À un certain niveau, ces résultats indiquent une diminution de l'inégalité du nombre d'années de scolarité résiduelles au bas et au milieu de la distribution et une augmentation au sommet de cette distribution. Toujours au niveau du rendement des variables, résider à Abidjan augmente l'écart du nombre d'années de scolarité entre Femme-Homme sur toute la distribution sauf au sommet de cette même distribution. Ce résultat s'observe pour la « T_MNGE » également, mais c'est au bas de la distribution qu'on retrouve un effet significatif : lorsque les individus sont issus des ménages

à grande taille, cela augmente l'écart du nombre d'années de scolarité au bas de la distribution entre les femmes et les hommes de notre échantillon. Cette situation pourrait s'expliquer par le fait qu'un nombre important d'individus dans le ménage réduire le budget d'investissement éducatif et accroît celui de la consommation. Dans ces ménages l'investissement est plus important chez les hommes. L'effet de coefficient de la variable « *ENSG_DFOIS* » augmente l'écart du bas jusqu'au sommet de la distribution de manière significative. Cet effet s'observe aussi pour la variable « *NATION* » du bas et au milieu de la distribution, mais pas significatif, seulement avec un effet négatif et significatif au milieu de la distribution.

5. Conclusion

La différence du nombre d'années de scolarité entre Femme-Homme est significative tout au long de la distribution. Autrement dit, du primaire au supérieur il y'a effectivement un écart en termes de quantité d'éducation entre les femmes et les hommes en Côte d'Ivoire. Les caractéristiques socioéconomiques et démographiques des individus n'influencent pas les écarts observés tout le long de la distribution. Les écarts sont accentués par les effets des coefficients (ou rendements des variables) pour chaque quantile. L'analyse relève que l'écart du nombre d'années de scolarité est beaucoup plus marqué dans les établissements publics d'enseignement. L'effet taille de ménage augmente l'écart seulement au bas de la distribution. Ces résultats pourraient être pris en compte par les décideurs pour une politique ciblée de réduction des écarts du nombre d'années d'éducation entre les hommes et les femmes.

6. REFERENCES / BIBLIOGRAPHIE

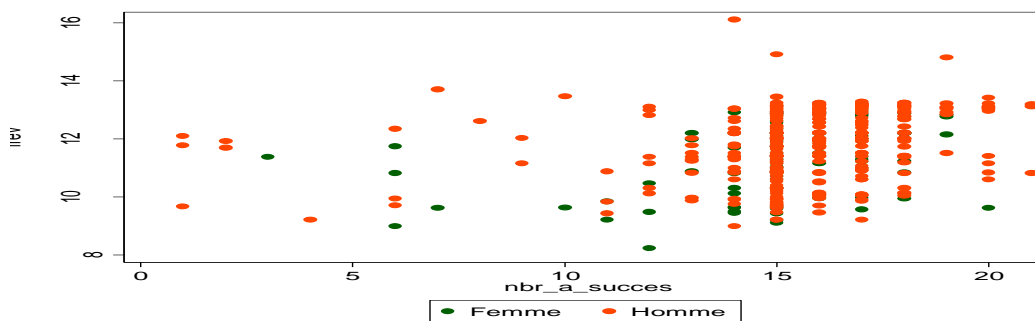
- [1] Arrow K (1973). The Theory of Discrimination , *Ashenfelter O. et A. Rees (eds), Discrimination in Labor Markets, Princeton University Press, p. 3-33*
- [2] Averett, and Burton, M (1996). « College attendance and the college wage premium: Differences by gender ». *Economics of Education Review, 15, 37-49*
- [3] Becker G. (1962), « Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis », *Journal of Political Economy, 70(5), pp. 9-49.*
- [4] Becker G. (1964). *Human Capital*. Chicago: The university of Chicago press (third Edition)
- [5] Becker, G. (1975). *The Economic Approach to Human Behavior*. Chicago: The university of Chicago press
- [6] Bernard, J. M., Simon, O., & Vianou, K. (2005). Le redoublement : mirage de l'école africaine. *Dakar : PASEC/CONFEMEN.*
- [7] Bernard, J. M., Tiyab, B., & Vianou, K. (2004). *Profils enseignants et qualité de l'éducation primaire en Afrique subsaharienne francophone: Bilan et perspectives de dix années de recherche du PASEC*. mimeo, PASEC/CONFEMEN.
- [8] Boudon, R. (1974) « L'inégalité des chances, La mobilité sociale dans les sociétés industrielles ». *Revue française de science politique, pp 1268-1273*

- [9] CONFEMEN/ME. (2007). Évaluation PASEC Sénégal. Dakar : Secrétariat Technique Permanent de la CONFEMEN. [En ligne] http://www.confemen.org/sites/www.confemen.org/IMG/pdf/Rapport_PASEC_Senegal_version_janvier_2010.pdf (Page consultée le 25 Aout 2021)
- [10] De Vreyer P. (1996). *Essai sur la Demande d'Éducation.*, Thèse de Doctorat en Sciences Économiques, Paris
- [11] Dif-Pradalier, M., & Tschudi, D. (2018). Formation supérieure ou emploi, un faux choix. *Éducation & formations*, 2(97), 53-73.
- [12] Dinardo J, Fortin N et Lemieux T. (1996) « Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semiparametric approach » *Econometrica*
- [13] Firpo P, Fortin N et Lemieux T. (2018). « Decomposing Wage Distributions Using Recentered Influence Function Regressions » *Econometrics*
- [14] Firpo S, Fortin N et Lemieux T. (2011) « Occupational Tasks and Changes in Wage Structure », *IZA Discussion Paper No. 5542*
- [15] Firpo, S. Fortin N, et lemieux T. (2009) :« Unconditional quantile regressions ». *Econometrica*, 77, 953{973.
- [16] Galego, A, et Pereira, P (2014). « Decomposition of regional wage differences along the wage distribution in Portugal: the importance of covariates ». *Environment and Planning A*, volume 46, pages 2514-2532
- [17] Gendron B. (2000), « Les déterminants de la poursuite d'études après un BTS et un DUT ». in S. Ertul et Y. Guillotin (éd.), *l'Enseignement professionnel court post-baccalauréat, enjeux sociaux, enjeux territoriaux*, Paris, PUF
- [18] Gintis H. (1971). « Education, Technology and the characteristics of worker's productivity », *American Economic Review*. Vol 61, n°2, papers and proceedings
- [19] Gravot ; P. (1993), *Économie de l'éducation*, Économica, Paris.
- [20] Koissy-Kpein, S. (2008) *Genre et demande d'éducation en Afrique subsaharienne* Ph.D Thèse, Laboratoire économique de Nantes-Université de Nantes
- [21] Lemaire S. (2004), « Que deviennent les bacheliers après leur baccalauréat ? Evolutions 1996-2002 », *Note information du MEN*, n°04-14
- [22] Machado, and Mata (2005) « Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression ». *Journal of Applied Econometrics*, 20:4, 445- 465.
- [23] Mincer J, (1958), « Investment in Human Capital and Personal Income Distribution » *Journal of Political Economic*, vol. 66, n° 4, p. 281-302
- [24] Nations Unies. (2007). Objectifs du Millénaire pour le développement. Rapport 2007. New York : ONU. [En ligne] http://www.un.org/fr/millenniumgoals/pdf/mdg_2007.pdf (Page consultée le 25 Aout 2021).

- [25] Ndoye, J. (2015). « Unconditional quantile regression-based decomposition method: evidence from rural-urban inequality in Senegal ». *Laboratoire d'Economie d'Orléans (LEO), CNRS (UMR 7322), University of Orleans, France*
- [26] Oaxaca R. L. and Ransom M. R. (1988), « Searching for the effect of unionism on the wage of union and nonunion workers », *Journal of labour research*, vol 9, pp. 139-148, in D. Meurs and S. Ponthieux
- [27] Pôle de Dakar. (2007). *Éducation Pour Tous en Afrique : l'urgence de politiques sectorielles intégrées*. Dakar : UNESCO/BREDA.
- [28] Rios-Avila, F. (2020). Recentered influence functions (RIFs) in Stata: RIF regression and RIF decomposition. *The Stata Journal*, 20(1), 51-94.
- [29] Schultz T. W. (1961), « Investment in Human Capital », *American Economic Review*, 51(1), pp. 1-17.
- [30] Schultz T. W. (1962), « Reflections on Investment in Man », *Journal of Political Economy*, 70(5), pp. 1-8.
- [31] Spence, A M, (1973). « Job Market Signaling » *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 87(3), pages 355-74,
- [32] Touahri D. (2009). *Investissement dans le capital humain et risque : fondements théoriques et perspectives empiriques*. Thèse de doctorat, université de la méditerranée Aix Marseille II UFR de sciences économiques et de gestion
- [33] UNESCO. (2007). *Rapport mondial de suivi sur l'EPT 2008. L'éducation pour tous en 2015 : un objectif accessible ?* Paris : UNESCO.
- [34] Yao, J. Y. (2013). *L'éducation vue par l'économiste : une analyse économique de l'éducation avec application en Afrique Noire*. L'harmattan

7. ANNEXES

Annexe 1 : Répartition des revenus par nombres d'années de succès selon les groupes (Femme / Homme).



Source : Auteurs à partir de l'ENSETTE, 2014

Annexe 2 : Test d'égalité de la moyenne entre femme-homme du nombre d'année d'éducation

Group	Obs	Mean	Std. Err	Std. Dev	[95% Conf. Interval]	
Homme	12,498	1.700416	.0066221	.7403165	1.687436	1.713396
Femme	8,904	1.530548	.0077369	.7300622	1.515382	1.545714

combined	21,402	1.629745	.0050638	.7407976	1.61982	1.63967
diff		.1698677	.0102078		.1498597	.1898758
diff = mean(0) - mean(1)					t =16.6410	
Ho: diff = 0					degrees of freedom = 21400	
Ha: diff < 0			Ha: diff != 0		Ha: diff > 0	
Pr(T < t) = 1.0000			Pr(T > t) = 0.0000		Pr(T > t) = 0.0000	

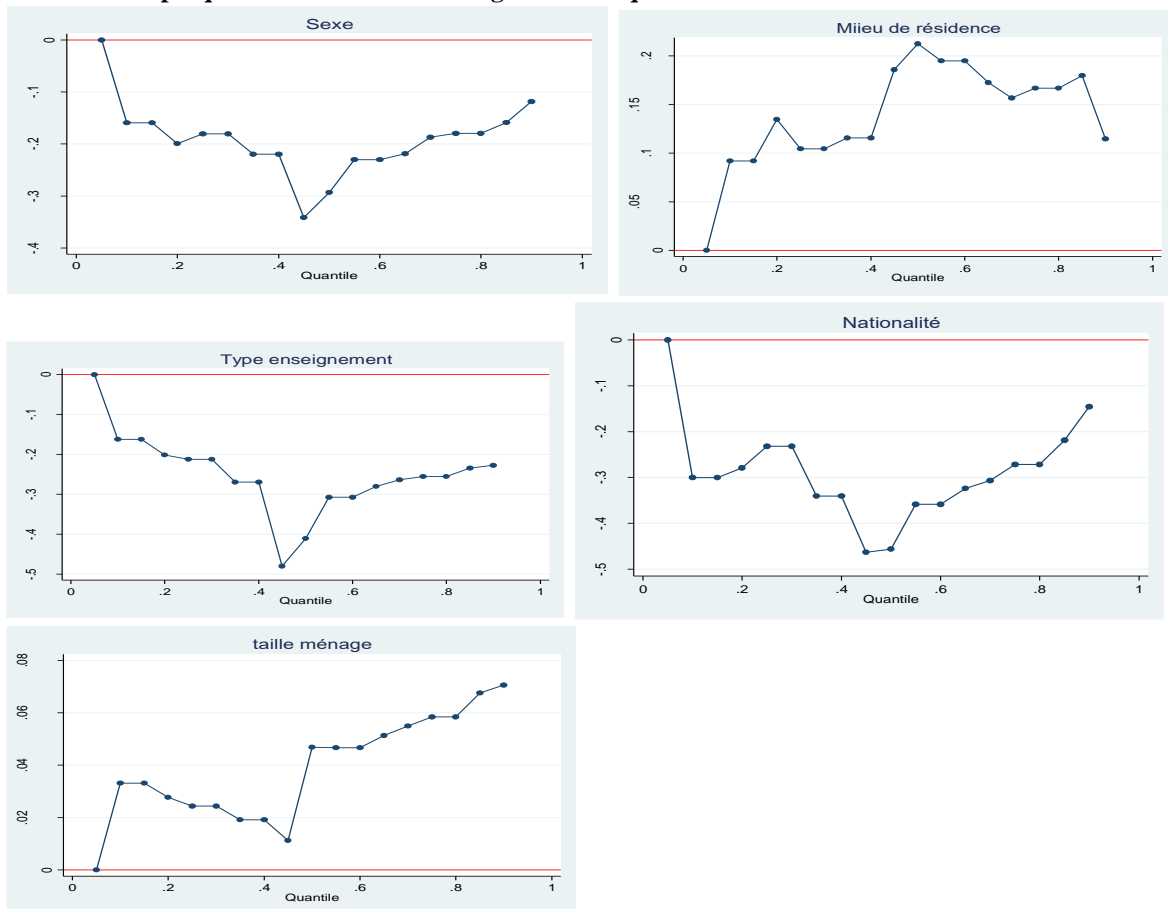
Source : Auteurs à partir de l'ENSETÉ, 2014

Annexe 3 le test de significativité des coefficients de corrélation ⁸

	nbr_a_suc ces	ensg_dfo is	t_mnge	genre	nation	secteur _cm	educ_ cm	milie u~d
nbr_a_succes	1.000							
ensg_dfois	-0.2457*	1.000						
t_mnge	0.0681*		1.000					
genre	-0.1217*		0.0815*	1.000				
nation	-0.0892*		0.0815*	-0.0333*	1.000			
secteur_cm						1.000		
educ_cm					0.0763*	0.3339*	1.000	
milieu~d	0.1562*	-0.1537*	-0.0206*	0.0172	0.0519			1.000

Source : Auteurs à partir de l'ENSETÉ, 2014

Annexe 4 Graphiques des coefficients de régression de quantiles inconditionnels



Source : Auteurs à partir de l'ENSETÉ, 2014

⁸ Ce test n'affiche que les coefficients significatifs à un certain niveau

Annexe 5: le test Wilcoxon rank-sum

wo-sample Wilcoxon rank-sum (Mann-Whitney) test			
sexe	obs	rank sum	expected
Homme	12498	1.418e+08	1.337e+08
Femme	8904	87241865	95286156
combined	21402	2.290e+08	2.290e+08
unadjusted variance 1.985e+11			
adjustment for ties -1.521e+09			
adjusted variance 1.970e+11			
Ho: $\lnbr_a \sim s(\text{sexe}==0) = \lnbr_a \sim s(\text{sexe}==1)$			
z = 18.126			
Prob > z = 0.0000			

Source : Auteurs à partir de l'ENSETTE, 2014