

## Impact du capital humain sur le rendement des producteurs d'anacarde en Côte d'Ivoire

### Impact of human capital on the performance of cashew producers in Côte d'Ivoire

Auteur 1 : OUATTARA Yefongnigui Arthur Constant,

Auteur 2 : N'DA Koffi Christian,

Auteur 3 : Tape Dali Raoul,

---

#### OUATTARA Yefongnigui Arthur Constant

Economiste, Millennium Challenge Account Côte d'Ivoire

Laboratoire d'Analyse et de Modélisation des Politiques Economiques Côte d'Ivoire

ouattaraarthur@yahoo.fr

#### N'DA Koffi Christian

Enseignant-Chercheur Unité de Formation et de Recherche des Sciences Economiques et Gestion

Université Jean Lorougnon Guédé, Daloa

Laboratoire d'Analyse et de Modélisation des Politiques Economiques (LAMPE)

Laboratoire de Recherche en Economie et Gestion (LAREG) Côte d'Ivoire

nda.christian@gmail.com

#### Tape Dali Raoul

Manager Suivi-Evaluation

Millennium Challenge Account Côte d'Ivoire

Centre Ivoirien de Recherches Economiques et Sociales Côte d'Ivoire

daliraoul@yahoo.fr

**Déclaration de divulgation** : L'auteur n'a pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude.

**Conflit d'intérêts** : L'auteur ne signale aucun conflit d'intérêts.

**Pour citer cet article** : OUATTARA .Y , N'DA Koffi. & Tape Dali (2020), « Impact du capital humain sur le rendement des producteurs d'anacarde en Côte d'Ivoire-», African Scientific Journal « Volume 03, Numéro 3 » pp: 022-045.

**Date de soumission** : Novembre 2020

**Date de publication** : Décembre 2020

DOI : 10.5281/zenodo.5535576



Copyright © 2020 – ASJ



---

## Résumé

L'objectif de cet article est de mesurer l'impact de la formation sur les rendements des producteurs d'anacarde en Côte d'Ivoire. Les données proviennent de l'enquête par sondage réalisée en 2017 par la Direction Suivi-Evaluation et Qualité (DSEQ) de l'Agence Nationale d'Appui au Développement Rural (ANADER) de la Côte d'Ivoire. Une modélisation PSM (Propensity Score of Matching) a été mise en œuvre à cet effet. Toutes les méthodes d'appariement produisent des résultats convergents avec des accroissements moyens de rendement de 94,09 kg/ha, 78,17 kg/ha, 73,64 kg/ha et 93,18 kg/ha respectivement en utilisant les méthodes du plus proche voisin, du rayon, de la stratification et de la fonction de kernel.

**Mots clés :** Impact ; formation ; rendement ; producteur ; PSM

**Code JEL :** C21 ; J24 ; D83 ; D24

## Abstract

The objective of this paper is to measure the impact of training on the yields of cashew producers in Côte d'Ivoire. Data are from the sample survey carried out in 2017 by the Directorate for Monitoring, Evaluation and Quality (DSEQ) of the National Agency for the Support to Rural Development (ANADER) of Côte d'Ivoire. A PSM (Propensity Score of Matching) modelling was implemented for this purpose. All the matching methods have given convergent results with some average yield increase of 94.09 kg/ha, 78.17 kg/ha, 73.64 kg/ha and 93.18 kg/ha respectively for the nearest neighbour, the radius, stratification and the kernel function.

**Keywords:** Impact; training; yield; producer; PSM

**JEL code :** C21 ; J24 ; D83 ; D24

---

## Introduction

Dès l'avènement de la Côte d'Ivoire à l'indépendance, le pays a basé son développement sur l'agriculture. Aussi, plusieurs structures, des sociétés d'état, ont été commises à l'encadrement des producteurs dans diverses spéculations. Ainsi les populations ont pu bénéficier et bénéficient encore d'un accompagnement, dans la conduite des cultures vivrières, du binôme café-cacao, de l'élevage... Cependant, l'anacarde a été quasiment la seule culture pérenne vers laquelle les programmes de développement ce sont le moins orientés. Peu d'action visant l'amélioration de la productivité des parcelles et l'amélioration de la qualité des produits ont été menées. Sa diffusion massive et son introduction dans les systèmes de production ont été l'œuvre des producteurs eux-mêmes, dès lors qu'elle résolvait un de leur problème majeur, à savoir, l'amélioration de la condition économique. C'est donc de manière spontanée et sans encadrement qu'en quelques années, l'adoption de cette culture s'est développée (TUO, 2007).

Pour remédier à cette situation, le Gouvernement ivoirien a adopté en 2013 une réforme des filières coton et anacarde. Concernant la filière anacarde, la réforme a prévu six axes stratégiques dont celui relatif à l'encadrement des producteurs d'anacarde matérialisé par la mise en œuvre d'un projet de conseil agricole dédié à l'ensemble des producteurs de noix de cajou. L'objectif de celui-ci est de garantir la durabilité de la culture et d'améliorer la productivité et les revenus des producteurs. A cet effet, une convention cadre tripartite a été signée le 21 mars 2014 entre le Conseil du Coton et de l'Anacarde, le Fond Interprofessionnel pour la Recherche et le Conseil Agricole (FIRCA) et l'Agence Nationale d'Appui au Développement Rural (ANADER) pour une durée de quatre (04) ans pour l'information, la sensibilisation et la formation des producteurs aux bonnes pratiques agricoles<sup>1</sup>.

Après la mise en œuvre de ces formations qui devaient s'achever en 2018, la question de leur impact sur l'amélioration de la production chez les producteurs qui y ont participé devient essentielle. La question centrale qui se pose dès lors est celle de savoir si cet investissement en capital humain, représenté par ces formations a-t-il permis d'améliorer la productivité des producteurs d'anacarde formés comparativement aux autres.

---

<sup>1</sup> Bulletin d'Information du FIRCA, Edition N°13 du 1<sup>er</sup> trimestre 2014, page 28  
<https://firca.ci/wp-content/uploads/2019/02/LaFiliereDuProgres13.pdf>

---

Cet article vise ainsi à analyser l'impact des investissements en capital humain chez les producteurs d'anacarde en Côte d'Ivoire. Il est ainsi question, de façon spécifique, de quantifier les effets de l'application des formations reçues sur la productivité des producteurs de noix de cajou en Côte d'Ivoire.

### **Revue de la littérature**

L'impact de l'éducation sur la productivité est depuis longtemps étudié. Les premières études empiriques menées entre autres par Denison (1962), Kendrick (1976), Jorgenson et Griliches (1967) ont conclu à un impact positif du capital humain sur la productivité. Par ailleurs, le niveau d'éducation est un facteur d'identification des travailleurs potentiellement les plus productifs plutôt que d'accroissement directement de la productivité. Autrement dit, les individus les plus aptes trouvent qu'il est moins coûteux, en temps et en efforts, d'acquérir des niveaux plus élevés de l'éducation. Ainsi, l'acquisition des qualifications indique la capacité et la motivation plutôt qu'une augmentation directe de la productivité (Spence, 1973 et Weiss, 1996). Les inputs du capital humain ont été reconnus comme des facteurs critiques dans la réalisation de la récente croissance soutenue de la productivité dans certains pays africains (Schultz, 2003). L'éducation peut améliorer l'efficacité technique directement par l'amélioration de la qualité du travail, en augmentant la capacité des agriculteurs à s'adapter aux déséquilibres, et grâce à son effet sur l'utilisation d'inputs (Moock, 1981).

Ainsi, le capital humain explique, en grande partie, la divergence observée entre la croissance du produit et celle de la quantité de facteurs productifs employés, entraînant une amélioration qualitative de la productivité du facteur travail qui augmente sa capacité contributive et favorise la croissance économique. Gokcekus et al. (2001), au Ghana, démontre que l'amélioration de l'efficacité et la création des nouveaux emplois, via des micro-entreprises, apportent des solutions viables à quatre problèmes dans les pays en voie de développement, notamment le chômage, l'exode rural, l'utilisation inefficace des ressources et le manque de capacités commerciales internationales.

Dans le secteur agricole, l'approche de la fonction de production établit un lien entre l'éducation et la production agricole dans la littérature du monde en développement. Hussain et Byerlee (1995) démontrent que pour l'Asie le rendement de la scolarité dans l'agriculture peut être aussi élevé que pour les salariés urbains. A travers une revue de littérature portant sur 18 études, Lockheed, Jamison et Lau (1980) font le constat que l'éducation a dans la

plupart de ces études un effet positif significatif sur la production. Une relation positive significative entre l'agriculture et l'éducation était plus probable dans les régions où les agriculteurs se modernisent. Ainsi, en moyenne, l'augmentation de la production associée à quatre années de scolarité était de 8,7%. Toutefois, les effets de l'éducation dans l'agriculture traditionnelle n'est pas nulle. L'augmentation de la production due à quatre années de scolarité n'a été que de 1,3% en moyenne, contre une augmentation moyenne de 9,5% pour les études dans les régions en voie de modernisation.

Phillips (1994) a passé en revue 12 études portant sur l'Amérique latine et a pu confirmer les tendances générales de l'étude de Hussain et Byerlee (1995). L'augmentation moyenne de la production due à quatre années supplémentaires de scolarité dans les études est de 10,5%. L'augmentation de la production pour les systèmes agricoles traditionnels est de 7,6% contre 11,4% pour les systèmes agricoles modernes. Phillips (1994) établit par ailleurs, sous certaines conditions que, les effets de la scolarisation sont plus forts en Asie qu'en Amérique latine, quel que soit le degré de modernisation. Cela peut avoir des implications sur l'applicabilité des résultats asiatiques à l'Afrique, bien que trop peu d'études utilisant des données africaines aient été prises en compte.

Selon Appleton et Balihuta (1996) l'effet de la scolarisation sur la production agricole n'est généralement pas significatif dans le contexte africain, même s'il peut être important dans certains cas. Il existe donc une variation substantielle des rendements de la scolarité à la fois à l'intérieur et entre les zones étudiées. Pour les auteurs le manque d'importance de l'éducation dans les études africaines peut s'expliquer par les erreurs de mesure de la production agricole et la grande variation des effets réels de l'éducation sur la production agricole. Ces revues illustrent la nécessité d'étudier plus avant les effets de l'éducation sur la productivité agricole en Afrique. En Ethiopie par exemple, les effets de la scolarité sur la productivité et l'efficacité des agriculteurs sont examinés par Weir (1999) en utilisant à la fois des fonctions de production moyennes et des fonctions de production stochastiques à deux étapes de la frontière. Afin d'estimer les avantages aussi bien internes et externes de la scolarisation dans 14 villages de producteurs de céréales, il a utilisé des données en provenance d'une enquête auprès des ménages réalisée en 1994. Il en ressort des avantages internes (privés) substantiels de la scolarisation pour la productivité des agriculteurs, notamment en termes de gains d'efficacité. Cependant, il faut au moins quatre années de scolarité primaire pour avoir un effet significatif

sur la productivité agricole. Weir (1999) a également mis en exergue des effets externes bénéfiques de la scolarisation sur la productivité agricole, surtout au plan social.

Nana et Atangana (2012), évaluent l'influence du capital social et du capital humain sur l'efficacité technique des producteurs agricoles en milieu rural au Cameroun. A partir des données auprès des Ménages réalisée et à l'aide de la méthode de la frontière stochastique, les auteurs identifient les niveaux et les déterminants de l'efficacité technique des producteurs agricoles. L'éducation et l'expérience des producteurs chefs de ménage réduisent leur inefficacité (Médard, 2012). De plus, le fait d'appartenir à une association réduit les niveaux d'inefficacité.

En somme, le capital humain est aussi important que l'amélioration de la productivité au travers de l'investissement dans l'éducation. Ce qui constitue un volet essentiel des politiques d'élimination de la pauvreté et des inégalités. Le savoir est devenu un facteur essentiel de la productivité des individus et des nations. Le principal facteur déterminant du niveau de vie d'un pays est la mesure dans laquelle il parvient à développer et à utiliser les compétences, le savoir et l'éthique du travail de sa population. Mais dans le secteur agricole des pays en développement, et surtout en Afrique, les politiques de formation des producteurs ont des effets souvent divergents sur la productivité agricole. Cependant, un consensus semble se dessiner sur le fait que l'effet de l'éducation est plus élevé dans les systèmes agricoles modernes que dans l'agriculture traditionnelle.

## **Méthodologie**

Deux catégories d'individus sont considérées : les producteurs d'anacardes qui ont bénéficié d'une formation (Traités) et ceux qui n'en ont pas bénéficiés (Contrôlés).

N'ayant pas d'informations sur les rendements des producteurs avant le programme de formation, nous avons opté pour une modélisation par la méthode « Propensity Score of Matching (PSM) ». Cette modélisation se prête au mieux aux situations dans lesquelles les données sont en coupe transversale. Théoriquement, le modèle s'explique comme ci-dessous :

Soit  $D$  une variable qui prend la valeur 1 si l'individu reçoit le traitement et 0 sinon, et  $Y$  la variable sur laquelle est sensée agir le traitement.  $Y_0$  mesure le résultat des individus avant le traitement et  $Y_1$  traduit leur résultat après qu'ils aient été traités. La formule qui exprime l'effet du traitement est la suivante :

$$\Delta \bar{Y} = E(Y_1 - Y_0 / D = 1)$$

(1)

En décomposant, on obtient :

$$\Delta \bar{Y} = E(Y_1 / D = 1) - E(Y_0 / D = 1)$$

(2)

$E(Y_0 / D = 1)$  est le groupe de comparaison et présente l'état des individus traités s'ils n'avaient pas reçu le traitement. Dans la pratique, une telle situation est inobservée. Il s'agit donc de remplacer cette composante par un groupe virtuel construit à partir des caractéristiques observées des individus qui ne bénéficient pas du programme.

Rosenbaum et Rubin (1983) présentent les éléments fondateurs des techniques de PSM. L'idée générale sous-jacente à cette méthode d'analyse est de déterminer un groupe de comparaison à partir d'un échantillon de non participants qui « ressemblent » aux participants, sur la base des caractéristiques observables.

L'hypothèse d'indépendance conditionnelle est la base des techniques de PSM. Selon cette hypothèse, il s'agit d'utiliser les informations des individus non traités afin de reproduire un contrefactuel à chacun des individus traités. Elle s'exprime comme suit :

$$(Y_0, Y_1) \perp D / X$$

(3)

Si nous conditionnons le fait de recevoir ou de ne pas recevoir un traitement à un ensemble de caractéristiques observables  $X$ , on estime la composante non observée de la sorte :

$$E(Y_0 / D = 1, X) = E(Y_0 / D = 0, X)$$

(4)

L'impact du traitement est ainsi déduit :

$$\Delta \bar{Y} = E(Y_1 / D = 1, X) - E(Y_0 / D = 0, X)$$

(5)

Rosembaum et Rubin (1983) ont par ailleurs montré que si l'hypothèse d'indépendance conditionnelle était valable, alors plutôt que de conditionner sur les caractéristiques observables, il est possible de conditionner sur le score de propension  $P(X)$  avec :

$$P(X) = \Pr \{ D = 1 / X \}$$

(6)

$P(X)$  est la probabilité de recevoir le traitement conditionné à un ensemble de caractéristiques observables  $X$ . L'hypothèse d'indépendance conditionnelle est donc reformulée comme suit :

$$(Y_0, Y_1) \perp D / P(X)$$

(7)

La composante non observée est ainsi déduite :

$$E[Y_0 / D = 1, P(X)] = E[Y_0 / D = 0, P(X)]$$

(8)

L'impact du traitement est finalement mesuré par :

$$\Delta \bar{Y} = E[Y_1 / D = 1, P(X)] - E[Y_0 / D = 0, P(X)]$$

(9)

Les scores de propension sont estimés dans la pratique à partir des probabilités prédites par un modèle Logit ou Probit, qui permet d'expliquer le fait qu'un individu participe à un traitement ou à un programme par un ensemble de caractéristiques observables. Dans notre cas, il s'agit d'un modèle Probit, avec pour variable dépendante égale à 1 si le planteur a été formé et 0 si non. La qualité de l'analyse du PSM dépend bien sûr de la robustesse des estimations des scores de propension, c'est-à-dire de la capacité du modèle à prendre en compte l'ensemble des facteurs déterminant l'éligibilité.

Les scores de propension obtenus, la phase suivante consiste à jumeler les cas traités aux cas non traités les plus proches sur la base de ces scores. L'effet moyen du traitement à partir de l'estimateur PSM est exprimé par :

$$ATE = \Delta \bar{Y} = \frac{1}{T} \sum_{j=1}^T \left( Y_{j1} - \sum_{i=1}^C w_{ij} Y_{ij0} \right) \quad (10)$$

Avec  $ATE$  l'effet du traitement moyen,  $Y_{j1}$  la variable d'intérêt après le traitement,  $Y_{ij0}$  la variable d'intérêt pour le  $i^{\text{ème}}$  cas non traité joint au  $j^{\text{ème}}$  cas traité,  $T$  le nombre de cas traités,  $C$  le nombre de cas non traités et  $w_{ij}$  les pondérations ou la fonction de pondération déterminée par la méthode d'appariement retenue.

On retrouve quatre (4) méthodes d'appariement : l'appariement selon le plus proche voisin, l'appariement selon la méthode de la stratification, l'appariement selon la méthode du rayon (radius) et l'appariement par la méthode de la fonction de noyau (Kernel matching).

L'appariement selon le plus proche voisin est la méthode la plus utilisée. Elle permet de faire correspondre un individu du groupe de contrôle à un autre du groupe des traités dont le score de propension est le plus proche possible. En désignant par  $C(j)$  l'ensemble des individus du groupe de contrôle appariés à au moins un individu du groupe de traitement,  $C(j)$  peut s'écrire :

$$C(j) = \min ||p_j - p_i|| \quad (11)$$

$C(j)$  correspond à la distance Euclidienne entre les scores de propension  $p_j$  et  $p_i$  respectifs de l'individu traité et du non traité. Si nous notons  $N_j^0$  le nombre d'individus du groupe de contrôle appariés avec l'individu  $j \in T$ , la pondération  $w_{ij}$  de l'équation (10) est donnée par :

$$W_{ij} = \frac{1}{N_j^0} \text{ si } i \in C(j) \text{ et } 0 \text{ dans le cas contraire.} \quad (12)$$

La méthode d'appariement selon le radius fait correspondre chaque individu avec un individu du groupe de contrôle pour lequel le score de propension est compris dans un intervalle prédéfini ou est semblable à celui de l'individu traité. Il s'agit donc de sélectionner tous les

individus  $i$  d'un groupe de contrôle situés dans un certain rayon de l'individu traité  $j$ . Si  $h$  est le rayon, on a :

$$\|Y_i - Y_j\| < h$$

(13)

En ce qui concerne la méthode de la stratification, l'ensemble des observations disponibles sont utilisées par la décomposition des individus traités et du groupe de contrôle à partir des scores de propension estimés. Les individus ont les mêmes valeurs de score de propension à l'intérieure de chaque strate. L'estimation de l'effet moyen total est la somme des effets observés dans chaque strate. Dans cette situation, l'effet moyen est obtenu à partir de la formule suivante :

$$ATE = \Delta \bar{Y} = \frac{\sum_{j \in I(q)} Y_{j1}}{N_q^T} - \frac{\sum_{i \in I(q)} Y_{i0}}{N_q^C} \quad (14)$$

La fonction du kernel est la méthode qui fait participer chaque individu non traité  $i$  à la construction du contrefactuel de l'individu  $j$ . Selon la distance entre les scores respectifs de l'individu non traité et de celui qui est traité, une importance relative est accordée. La pondération devient :

$$w_{ij} = \frac{\sum_{i \in C} K\left(\frac{p_i - p_j}{h}\right)}{\sum_{i \in C} K\left(\frac{p_k - p_j}{h}\right)} \quad (15)$$

Avec  $K$  le noyau utilisé et  $h$  est la taille de la fenêtre correspondante.

Ramené à notre étude, l'expression de l'effet moyen du traitement présentée à partir de l'équation (10) devient :

$$ATE = \overline{\Delta Rendement} = \frac{1}{T} \sum_{j=1}^T (Rendement_{j1} - \sum_{i=1}^C w_{ij} Rendement_{ij0})$$

(16) Avec  $Rendement_{j1}$  le niveau de rendement après le traitement

pour le  $j^{\text{ème}}$  producteur traité et  $Rendement_{ij0}$  le niveau de rendement pour le  $i^{\text{ème}}$  producteur non traité joint au  $j^{\text{ème}}$  producteur traité.

---

## Données utilisées

Les données utilisées proviennent d'une enquête réalisée en 2017 par la Direction Suivi-Evaluation et Qualité (DSEQ) de l'Agence Nationale d'Appui au Développement Rural (ANADER) de la Côte d'Ivoire. Il s'agit d'une enquête par sondage auprès d'un échantillon représentatif de producteurs d'anacarde bénéficiaires et non bénéficiaires du projet de « formation/encadrement » des producteurs d'anacarde. Concernant les producteurs bénéficiaires, l'enquête s'est adressée à ceux formés au cours des campagnes agricoles 2014 et 2015. Outre les équipes de coordination au niveau central (national) et au niveau des différentes régions ANADER, l'enquête a mobilisé environ deux cent soixante-quatorze agents pour la collecte des données et soixante-dix superviseurs. Elle a couvert toute la zone de production de l'anacarde en Côte d'Ivoire.

Afin de réduire l'effet de dispersion, et aussi pour des questions logistiques, un sondage stratifié à deux degrés<sup>2</sup> a été appliqué. La stratification s'est faite par Zone ANADER ; chaque Zone correspondant à une entité relativement homogène d'un ou deux départements administratifs. Au premier degré, un tirage aléatoire de localités de producteurs d'anacarde bénéficiaires du projet et de localités de producteurs d'anacarde non bénéficiaires a été réalisé. Au second degré, dans chaque type de localité échantillonnées, les producteurs d'anacarde ont été tirés.

L'échantillonnage a permis d'obtenir la taille de 1888 producteurs qui ont été enquêtés au niveau national, soit 1160 producteurs bénéficiaires et 728 producteurs non bénéficiaires. La base de données consolidée a été apurée par la suite. Ainsi, c'est au total 1594 producteurs d'anacarde dont 1026 bénéficiaires et 568 non bénéficiaires qui ont été retenus pour notre étude.

Les variables utilisées pour les différentes analyses sont : le rendement, la participation à la formation, le type de localité, l'âge du planteur, le statut dans le ménage, le statut matrimonial, le fait de savoir lire et écrire, l'appartenance à une coopérative, l'origine ethnique, le mode d'acquisition de la parcelle ainsi que le niveau d'instruction du producteur.

---

<sup>2</sup> Il s'agit d'un sondage dans lequel la population est répartie en sous populations appelées unités primaires (stratification). On procède alors dans un premier temps au tirage aléatoire de  $m$  unités primaires (premier degré) puis ensuite au tirage de  $n_i$  unités secondaires (second degré).

Le rendement est la variable sur laquelle un effet de la formation des planteurs est attendu. Lors de l'enquête, la production des planteurs ainsi que la superficie de leur plantation ont été observées. Le rendement a été déterminé par le ratio de la production et de la superficie en production. En moyenne, le rendement des planteurs est estimé à 458,10 kg/ha (kilogramme/hectare).

**Tableau 1** : Rendement moyen des producteurs (kg/ha)

Variables	Effectifs	Rendement Moyen	Ecart-type
<b>Ensemble des producteurs</b>	<b>1 594</b>	<b>458,10</b>	<b>349,54</b>
<b>Formation</b>			
<i>Pas formé</i>	568	407,78	282,08
<i>Formé</i>	1 026	458,95	379,06
<b>Type de localité</b>			
<i>Campement</i>	127	561,54	439,03
<i>Village</i>	1 439	448,04	340,16
<b>Statut du ménage</b>			
<i>Chef de ménage</i>	1 367	468,11	355,03
<i>Autre membre du ménage</i>	216	403,12	313,44
<b>Statut matrimoniale</b>			
<i>En couple</i>	1 411	463,88	348,36
<i>Pas en couple</i>	183	413,55	356,33
<b>Savoir lire et écrire</b>			
<i>Ne sait lire ni écrire</i>	1 168	456,34	343,19
<i>Sait lire et écrire</i>	410	467,79	371,66
<b>Appartenance à une coopérative</b>			
<i>N'appartient pas à une coopérative</i>	1 278	468,10	334,33
<i>Appartient à une coopérative</i>	316	417,63	403,33
<b>Niveau d'instruction</b>			
<i>Aucun</i>	1 144	460,89	344,31
<i>Primaire</i>	257	488,78	399,28
<i>Secondaire</i>	107	411,76	305,84
<i>Supérieur</i>	9	467,90	306,92
<b>Origine Ethnique</b>			
<i>Autochtone</i>	1 344	433,61	316,57
<i>Pas autochtone</i>	232	466,33	466,33
<b>Mode d'acquisition de la plantation</b>			
<i>Héritage</i>	1303	446,50	333,81
<i>Création</i>	269	518,86	423,45

**Source** : Nos calculs

La participation à la formation est la variable qui est sensée induire un changement dans les rendements de production des planteurs. Elle est constituée de deux modalités : être formé et ne pas être formé. Les planteurs qui ont bénéficié d'une formation représentent environ 64,37% de l'ensemble des individus enquêtés. Leur rendement moyen est plus important (458,95 kg/ha) que celui de ceux qui n'ont reçu aucune formation (407,78 kg/ha).

Le type de localité fait référence à la différence entre le fait de vivre au campement<sup>3</sup> et le fait de vivre dans le village. Ceux qui vivent au campement sont minoritaires et ne représentent que 8,11% des individus enquêtés. Leur rendement moyen est plus important (561,54 kg/ha) alors que celui de ceux qui vivent dans les villages sont en moyennes plus faibles (448,12 kg/ha).

L'âge correspond à celui de planteur observé. Avec une moyenne d'âge de 34 ans le plus jeune planteur a 15 ans et le plus âgé, 74 ans. Il n'existe aucune corrélation linéaire entre l'âge du planteur et le rendement de celui-ci<sup>4</sup>.

Le statut du ménage représente le fait que le planteur soit le chef du ménage ou non (un membre autre que le chef du ménage). Les chefs de ménages sont les plus nombreux dans notre base de données, soit 86,36% et détiennent, en moyenne, des rendements plus élevés (468,11 kg/ha). Par contre, le rendement moyen des autres membres du ménage est de 403,12 kg/ha.

La variable savoir lire et écrire est constituée de deux (2) modalités. Soit l'individu ne sait ni lire ni écrire, ou il sait lire et écrire. L'enquête révèle que les  $\frac{3}{4}$  des producteurs ne savent ni lire, ni écrire (74,02%) et ont des rendements moyens qui s'élèvent à 456,34 kg/ha tandis que ceux qui savent lire et écrire ont des rendements moyens de l'ordre de 467,79 kg/ha.

L'appartenance à une coopérative montre le fait que certains planteurs sont organisés. Cette variable est ainsi construite autour de deux (2) modalités qui sont : Appartenir à une coopérative ou ne pas appartenir à une coopérative. Seulement 19,67% de producteurs sont organisés en coopérative avec des rendements moyens qui se situent autour de 417,63 kg/ha.

Les producteurs observés sont aussi bien des autochtones, des allogènes que des allochtones. Dans cette analyse, les allogènes et les allochtones ont été regroupés. La variable « origine

---

<sup>3</sup> Lieu d'habitation constitué d'une ou plusieurs concessions situées en dehors du village ; généralement sur une plantation ou à proximité de celle-ci.

<sup>4</sup> Le coefficient de corrélation linéaire entre le rendement et l'âge du planteur est égale à 0,054

ethnique » a ainsi deux (2) modalités : les autochtones et les non autochtones. Cette catégorisation a pour objectif de comparer l'effet des formations sur les rendements des populations venues d'ailleurs à celui des originaires de la localité. L'idée étant de capter le niveau d'effort consenti, dans les deux cas. Les autochtones représentent 85,28% de la population avec des rendements moyens de 433,61 kg/ha.

Le statut matrimonial oppose les producteurs en couple et ceux qui ne le sont pas. Les planteurs en couple sont les plus nombreux (88,52%) avec des rendements moyens de 463,88 kg/ha.

Le mode d'acquisition de la plantation met en exergue deux modalités. Il s'agit de ceux qui ont hérité de leur parcelle (héritage) et ceux qui ont eux-mêmes créé leur plantation (création). Seulement 16,74% se retrouvent dans la seconde situation ont les rendements les plus élevés, soit 518,86 kg/ha.

La variable niveau d'instruction est constituée de quatre (4) modalités. Il s'agit de ceux qui n'ont aucun niveau d'instruction, de ceux qui ont le niveau primaire, de ceux qui ont le niveau secondaire et ce ceux qui ont le niveau supérieur. Les producteurs qui n'ont aucun niveau d'étude constituent les  $\frac{3}{4}$  de la population enquêtée (75,41%) ensuite suivent ceux qui ont le niveau primaire (16,94%). Il n'y a quasiment pas de producteur avec le niveau supérieur (0,59%) et très peu qui ont le niveau secondaire (7,05%). Les rendements moyens respectifs sont de 460,89 kg/ha pour les producteurs qui n'ont aucun niveau d'instruction, 488,78 kg/ha pour ceux qui ont le niveau d'instruction primaire, 411,76 kg/ha pour ceux qui ont le niveau d'instruction secondaire et 467,90 kg/ha pour ceux qui ont le niveau d'instruction supérieur.

## **Analyse des résultats**

### *Modèle Probit*

De manière générale, le modèle est correctement spécifié avec une p-value de 0,0000 et une significativité observée sur l'ensemble des variables sensées expliquer le fait de bénéficier de la formation ou pas, à l'exception de la variable « type de localité ». Le modèle montre que la probabilité d'être formé augmente avec l'âge des planteurs mais avec un effet de seuil<sup>5</sup>. A

---

<sup>5</sup> L'effet de seuil représente le changement de tendance dans l'évolution d'une variable. Ainsi, on observe soit un maximum ou un minimum pour cette variable. Cette situation est observée lorsqu'une variable quantitative et son carré sont significatives avec des coefficients de signes différents. Toute choses étant égale a par

partir de 15 ans, un (1) an supplémentaire accroît la probabilité d'être formé de 1,47% jusqu'à l'âge de 50, puis décroît par la suite. Un tel résultat a été observé par Loarer, E., & Delgoulet, C. (2011) dans une étude sur le vieillissement, l'apprentissage et la formation en France. Ils ont fait le constat que l'accès à la formation décroît à partir de 40 ans, continue de baisser à partir de 45 ans et se réduit encore plus au-delà de 55 ans. Dans notre cas, cela pourrait s'expliquer par le fait qu'à partir d'un certain âge (50 ans), les producteurs s'estiment suffisamment expérimentés pour ne pas avoir besoin de nouvelles techniques culturales. Dans la même veine, nous notons que les producteurs ayant créé leur propre plantation (donc supposé avoir de l'expérience dans la culture de l'anacarde) ont une probabilité d'être formés qui baisse de 7,60% par rapport à ceux qui ont hérité de leur parcelle.

Un des aspects analysés dans cette étude est celui de l'impact de la formation sur le rendement en considération de la responsabilité sociale des producteurs. La responsabilité sociale est prise en compte à travers le statut dans le ménage (chef de ménage ou non) et le statut matrimonial (en couple ou non). Il apparaît que le fait de ne pas être chef de ménage baisse la probabilité d'être formé de 18,39% relativement au fait d'être chef de ménage. Aussi, quand un individu n'est pas en couple, sa probabilité d'être formé baisse de 12,74% relativement au fait qu'il soit en couple. Nous constatons donc que les producteurs ayant des responsabilités sociales sont plus enclins à être formés que ceux qui ne le sont pas.

Plusieurs études dont celles de Lockheed et al. (1980) et Psacharopoulos (1984) ont analysé le lien entre éducation et productivité. Aussi nous intéressons nous à l'apport de la formation sur le rendement des producteurs selon qu'ils aient une éducation de base ou non. L'éducation de base est abordée par la capacité à s'avoir lire et écrire ou pas. On observe que fait de savoir lire et écrire augmente la probabilité d'être formés de 8,16% par rapport au fait de ne savoir ni lire ni écrire.

Comme l'a montré Bauwens (2015), l'appartenance à une coopérative influence positivement l'acceptation d'une nouvelle technologie introduite dans le milieu. La formation sur les

---

ailleurs, en supposant les autres variables constantes et en égalisant la dérivée de la fonction à zéro, le seuil est ainsi obtenu :

$$\frac{\partial(\alpha \text{Age} + \beta \text{Age}^2 + Cste)}{\partial \text{Age}} = 0 \implies \text{Age}_{seuil} = -\frac{\alpha}{2\beta} \text{ avec } \alpha \text{ et } \beta \text{ qui sont les coefficients de}$$

régression respectifs de Age et Age<sup>2</sup>. Dans notre cas  $\text{Age}_{seuil} = 50$

meilleures pratiques étant une nouveauté dans le milieu rurale en Côte d'Ivoire, notre étude a abordé la participation des membres de coopératives à la formation, et l'influence engendrée par celle-ci sur leur rendement. Lorsque le producteur appartient à une coopérative, la probabilité qu'il soit formé augmente de 12,05% par rapport au fait de ne pas appartenir à une coopérative. Ce résultat rejoint celui de Bauwens qui avait conclu que la participation à une coopérative augmente significativement l'attitude positive à l'égard de cette technologie dans le milieu, en l'occurrence l'éolienne.

Les non autochtones ont une faible probabilité d'être formés (10,76%) par rapport aux autochtones. Effet, on observe globalement dans le milieu rural ivoirien que les non autochtones s'associent moins aux projets auxquels les autochtones participent compte tenu de la méfiance née au lendemain des crises qu'a connu le pays.

**Tableau 2** : Résultat du modèle Probit

TRAITES (FORMES)	Coefficient	Effets marginaux	Ecart type	t-stat	Seuil
<b>Type de localité</b>					
<i>Campement</i>	-	-	-	-	-
<i>Village</i>	0,1836	0,0659	0,1327	1,38	-
<b>Age</b>	0,0397	0,0139	0,0154	2,58	***
<b>Age<sup>2</sup></b>	-0,0004	-0,0001	0,0002	-1,96	**
<b>Statut du ménage</b>					
<i>Chef de ménage</i>	-	-	-	-	-
<i>Autre membre du ménage</i>	-0,4975	-0,1839	0,0999	-4,98	***
<b>Statut matrimoniale</b>					
<i>En couple</i>	-	-	-	-	-
<i>Pas en couple</i>	-0,3498	-0,1274	0,1095	-3,19	***
<b>Savoir lire et écrire</b>					
<i>Ne sait lire ni écrire</i>	-	-	-	-	-
<i>Sait lire et écrire</i>	0,2377	0,0816	0,0821	2,89	***
<b>Appartenance à une coopérative</b>					
<i>N'appartient pas à une coopérative</i>	-	-	-	-	-
<i>Appartient à une coopérative</i>	0,3576	0,1205	0,0896	3,99	***
<b>Origine Ethnique</b>					
<i>Autochtone</i>	-	-	-	-	-
<i>Pas autochtone</i>	-0,2966	-0,1076	0,1022	-2,90	**
<b>Mode d'acquisition de la plantation</b>					
<i>Héritage</i>	-	-	-	-	-
<i>Création</i>	-0,2124	-0,0760	0,0948	-2,24	**
<b>Constante</b>	-0,5613	-	0,3029	-1,85	
<i>Nombre d'observations</i>				1 511	
<i>Log de vraisemblance</i>				926	
<i>Prob &gt; chi2</i>				0,0000	
<i>Pseudo R2</i>				0,0601	

\*significativité de 1%, \*\* significativité de 5% et \*\*\* significativité de 10%

**Source** : Nos calculs

✓ *Impact sur le rendement*

---

Comme précisé dans la méthodologie, quatre (4) méthodes d'appariement ont été mise en œuvre. Dans le tableau ci-dessous, sont résumés les résultats obtenus avec les différentes approches d'estimation de la modèle PSM (tableau 3).

Il ressort de la modélisation que la formation a un impact sur le rendement moyen des producteurs avec une significativité à 1%. Toutes les méthodes d'appariement produisent des résultats convergents avec des accroissements moyens de rendement de 94,09 kg/ha, 78,17 kg/ha, 73,64 kg/ha et 93,18 kg/ha respectivement pour les méthodes du plus proche voisin, du rayon, de la stratification et de la fonction de kernel. Dans la suite des analyses, seuls les résultats du plus proche voisin seront présentés.

De manière spécifique, on observe un impact positif chez les producteurs qui sont des chefs ménages avec un accroissement moyen de leur rendement qui s'élève à 93,54 kg/ha. En effet, les producteurs chef de ménage peuvent disposer d'une main d'œuvre familiale systématique, représentée par les autres membres du ménage, pour les aider dans l'application des technologies apprises pendant la formation. C'est certainement aussi le cas pour les producteurs vivant en couple. On note que l'impact est perceptible pour les producteurs en couple (96,98 kg/ha) tandis qu'aucun effet n'est observé chez ceux qui ne sont pas en couple.

Les producteurs ne qui ne savent ni lire ni écrire sont aussi impactés que ceux qui savent lire et écrire mais de manière différente. Les derniers ont vu leur rendement s'accroître plus fortement avec en moyenne 112,20 kg/ha. Cela pourrait s'expliquer par la facilité avec laquelle ils peuvent comprendre le message de formation contrairement aux autres qui auraient besoin d'interprète. De plus, la formation de base prédisposerait à une acceptation aisée des nouvelles technologies comme les messages véhiculés par la formation, et à leurs applications. Seulement, plus le niveau d'instruction est élevé, moins l'individu pourrait être enclin à ne pas accepter la formation et les messages de formation. D'ailleurs, on enregistre un impact significatif de la formation sur les rendements chez les producteurs de chaque niveau d'instruction, excepté le niveau supérieur. Cet impact évolue de manière croissante avec le niveau d'instruction. Les accroissements observés sont de 81,35 kg/ha pour les producteurs qui n'ont aucun niveau d'instruction, 144,63 kg/ha pour ceux qui ont le niveau primaire et 190,25 kg/ha pour ceux qui ont le niveau secondaire.

Le fait de se déplacer pour aller créer une plantation dans une contrée autre que chez soi sous-entend qu'on prenne plus à cœur l'activité que la plupart des autochtones. Cela s'observe dans

les résultats obtenus. En effet, les non autochtones ont vu leur rendement très fortement augmenté (325 kg/ha) suite à la formation. Les rendements des autochtones ont également augmenté mais moins que proportionnellement, soit 58,22 kg/ha.

Il faut remarquer que les producteurs qui ont créés eux-mêmes leurs parcelles ont déjà une certaine expérience sur laquelle vient s'ajouter les bonnes pratiques agricoles acquises au cours de la formation. Aussi, l'impact bien que perceptible chez eux comme chez ceux qui ont hérité d'une parcelle, il y a tout de même des accroissements de rendements moyens plus accentués chez les premiers (228,71 kg/ha) que chez les seconds (64,64 kg/ha).

**Tableau 3** : Impacts de la formation sur le revenu et des producteurs d'anacarde par PSM

	Plus proche voisin		Radius		Stratification		Kernel	
	Impact	Ecart-type	Impact	Ecart-type	Impact	Ecart-type	Impact	Ecart-type
<b>Résultat global</b>	<b>18,48***</b>	<b>3,33</b>	<b>17,19***</b>	<b>3,18</b>	<b>17,27***</b>	<b>3,2</b>	<b>18,12***</b>	<b>4,23</b>
<b>Statut Ménage</b>								
<i>Chef de ménage</i>	93,54***	27,45	72,13***	18,55	72,13***	18,55	92,7***	13,11
<i>Pas chef de ménage</i>	18,87	60,11	87,63**	43,7	87,63**	43,7	94,2**	39,23
<b>Statut Matrimonial</b>								
<i>En couple</i>	96,98***	36,36	81,14***	17,95	79,99***	18,2	98,98	19,22
<i>Pas en couple</i>	37,79	68,84	38,02	51,76	-7,44	58,32	16,87	89,36
<b>Savoir lire et écrire</b>								
<i>Ne sait lire ni écrire</i>	77,94**	29,87	61,21***	19,44	52,83**	20,22	68,39**	22,28
<i>Sait lire et écrire</i>	112,2**	49,2	143,6***	33,3	141,31***	32,35	156,56***	16,34
<b>Niveau d'instruction</b>								
<i>Aucun</i>	81,35**	29,62	69,79***	19,63	59,16***	20,47	77,03***	15,05
<i>Primaire</i>	144,63**	78,62	78,7	61,44	76,42	61,77	94,86***	38,61
<i>Secondaire</i>	190,25***	64,66	166,32***	44,91	172,77***	42,43	190,1***	49,09
<i>Supérieur</i>	212,96	203,87	135,19	196,26	135,19	196,26	200,3	201,78
<b>Origine Ethnique</b>								
Autochtone	58,22***	22,98	56,76***	16,28	55,17***	16,4	62,34***	22,16
Non autochtone	352,2***	93,88	330,2***	57,37	300,97**	60,16	313,31**	63,13
<b>Mode d'acquisition</b>								
Héritage	64,64***	26,62	63,27***	17,94	55,03***	18,56	72,62***	17,9
Création	228,71***	62,07	197,49***	48,5	196,9***	49,42	199,88**	36,86

\*significativité de 1%, \*\* significativité de 5% et \*\*\* significativité de 10%

**Source** : Nos calculs

## Conclusion

Cet article a analysé l'impact du capital humain sur la productivité des producteurs d'anacarde en Côte d'Ivoire au travers des formations dont ils ont bénéficié au cours de la campagne 2014-2015. A partir des données d'enquête par sondage de l'ANADER de 2017, une méthodologie reposant sur des techniques d'évaluation d'impact, en occurrence, celle des PSM a été mise en œuvre.

On aboutit à des résultats convergents selon les différentes méthodes d'appariement utilisées : plus proche voisin, radius, stratification et noyau de kernel. On observe que les formations ont eu un impact positif sur le rendement des producteurs qui a ainsi augmenté en moyenne de 94,09 kg/ha, 78,17 kg/ha, 73,64 kg/ha et 93,18 kg/ha suivant les différentes méthodes d'appariement respectives. Cet impact s'est exercé de manière différente sur les diverses catégories de producteurs.

Les planteurs chefs de ménages ont vu leur rendement s'accroître plus en comparativement à ceux qui ne le sont pas. Le même constat est observé chez les planteurs qui vivent en couple qui ont vu leur rendement augmenté plus par rapport aux autres. Les producteurs qui savent lire et écrire ont le plus bénéficié des retombées de cette formation avec un impact positif plus important que ceux qui ne savent ni lire ni écrire. D'autres part, on note que les rendements se sont accrus avec le niveau d'éducation des productions allant d'un accroissement de 81,35 Kg/ha pour ceux qui ont le niveau primaire à 190,25 Kg/ha pour ceux qui ont le niveau secondaire. Par contre, aucun n'impact n'a été observé chez les producteurs qui ont le niveau d'étude supérieur.

Par ailleurs, la question pourrait être approfondie afin de comprendre pourquoi la formation n'a eu aucun impact sur certaines catégories de producteurs, en occurrence, ceux qui ont le niveau d'étude supérieur.

## ANNEXES

### Annexe 1 : Statistiques descriptives

**Tableau 1** : Statistiques descriptives des variables quantitatives

VARIABLES	Effectifs	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
<b>Rendement</b>	1 594	458,10	349,54	40	2750
<b>Age</b>	1 594	33,71	11,76	15	74

**Source** : Nos calculs

**Tableau 1** : Statistiques descriptives des variables qualitatives

Variables	Effectifs	Pourcentage
<b>Formation</b>		
<i>Pas formé</i>	568	35,63%
<i>Formé</i>	1 026	64,37%
<b>Type de localité</b>		
<i>Campement</i>	127	8,11%
<i>Village</i>	1 439	91,89%
<b>Statut du ménage</b>		
<i>Chef de ménage</i>	1 367	86,36%
<i>Autre membre du ménage</i>	216	13,64%
<b>Statut matrimoniale</b>		
<i>En couple</i>	1 411	88,52%
<i>Pas en couple</i>	183	11,48%
<b>Savoir lire et écrire</b>		
<i>Ne sait lire ni écrire</i>	1 168	74,02%
<i>Sait lire et écrire</i>	410	25,98%
<b>Appartenance à une coopérative</b>		
<i>N'appartient pas à une coopérative</i>	1 278	80,18%
<i>Appartient à une coopérative</i>	316	19,82%

<b>Origine Ethnique</b>		
<i>Autochtone</i>	<i>1 344</i>	<i>85,28%</i>
<i>Pas autochtone</i>	<i>232</i>	<i>14,72%</i>
<b>Mode d'acquisition de la plantation</b>		
<i>Héritage</i>	<i>1 303</i>	<i>83,26%</i>
<i>Création</i>	<i>262</i>	<i>16,74%</i>
<b>Niveau d'instruction</b>		
<i>Aucun</i>	<i>1 144</i>	<i>75,41%</i>
<i>Primaire</i>	<i>257</i>	<i>16,94%</i>
<i>Secondaire</i>	<i>107</i>	<i>7,05%</i>
<i>Supérieur</i>	<i>9</i>	<i>0,59%</i>

**Source** : Nos calculs

## BIBLIOGRAPHIE

- Appleton, S., & Balihuta, A. (1996). Education and agricultural productivity: evidence from Uganda. *Journal of International Development*, 8(3), 415-444.
- Araujo, C., Bonjean, C. A., & Arcand, J. L. (1999). Capital humain, productivité agricole, et travail féminin : variables latentes et séparabilité dans les modèles de ménage. In *Working Paper 99-12 CERDI*. FSEG, Université de Clermont I, U. Auvergne.
- Bauwens, T. (2015). Propriété coopérative et acceptabilité sociale de l'éolien terrestre. *Reflète et perspectives de la vie économique*, 54(1), 59-70.
- Becker, S. O., & Ichino, A. (2002). Estimation of average treatment effects based on propensity scores. *The stata journal*, 2(4), 358-377.
- Bigsten, A., & Kayizzi-Mugerwa, S. (1995). Rural sector responses to economic crisis in Uganda. *Journal of International Development*, 7(2), 181-209.
- Brodaty, T., Crépon, B., & Fougère, D. (2007). Les méthodes micro-économétriques d'évaluation et leurs applications aux politiques actives de l'emploi. *Economie prevision*, (1),
- Bryson, A., Dorsett, R., & Purdon, S. (2002). The use of propensity score matching in the evaluation of active labour market policies.
- Clément, M. (2006). Impact redistributif des aides au logement en Russie: une analyse de "propensity score matching". *document de travail, CED/IFReDE-GRES-Université Montesquieu Bordeaux IV*.
- Denison, E.F. (1962), *The sources of economic growth in the United States and the alternatives before us*. New York: Committee on Economic Development.
- Djomo, J. M. N., & Sikod, F. (2012). The effects of human capital on agricultural productivity and farmer's income in Cameroon. *International Business Research*, 5(4), 134.
- Dorin, B., Pingault, N., & Boussard, J. M. (2001). Formation et répartition des gains de productivité dans l'agriculture indienne. 1980-1996. *Économie rurale*, 263(1), 78-91.
- Gertler, P. J., Martinez, S., Premand, P., Rawlings, L. B., & Vermeersch, C. M. (2011). *L'évaluation d'impact en pratique*. The World Bank.

---

Givord, P. (2014). Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques. *Economie prevision*, (1), 1-28.

Gokcekus, O., Anyane-Ntow, K. and Richmond, T.R. (2001), « Human Capital and Efficiency: The Role of Education and Experience in Micro-Enterprises of Ghana's Wood-Products Industry », *Journal of Economic Development*, vol. 26, n°1, 14 p.

Gurgand, M. (1993). Les effets de l'éducation sur la production agricole. Application à la Côte-d'Ivoire. *Revue d'économie du développement*, 1(4), 37-54.

Hussain, S. S., & Byerlee, D. R. (1995). *Education and farm productivity in post-'green revolution' agriculture in Asia* (No. 998-2016-78007).

Jorgenson, D. W., & Griliches, Z. (1967). The explanation of productivity change. *The review of economic studies*, 34(3), 249-283.

Kendrick, J. W., Lethem, Y., & Rowley, J. (1976). The formation and stocks of total capital (Vol. 100). *New York: National Bureau of Economic Research*.

Lockheed, M. E., Jamison, T., & Lau, L. J. (1980). Farmer education and farm efficiency: A survey. *Economic development and cultural change*, 29(1), 37-76.

Mooock, P. R. (1981). Education and technical efficiency in small-farm production. *Economic Development and Cultural Change*, 29(4), 723-739.

Médard, N. D. J., & Henri, A. O. Capital Social, (2012). Capital Humain et Efficacité Technique dans le Secteur Agricole au Cameroun.

Nana Djomo, J. M., & Atangana Ondo, H. (2012). Capital social, capital humain et efficacité technique dans le secteur agricole au Cameroun. *Revue Africaine des Sciences Economiques et de Gestion*, 19(1-2), 137-160.

Peters, G. H., & Hedley, D. D. (1995). *Agricultural competitiveness: market forces and policy choice* (No. 338.1 I61a). Vermont, US: Dartmouth Publishing.

Phillips, J. M. (1994). Farmer education and farmer efficiency: A meta-analysis. *Economic development and cultural change*, 43(1), 149-165.

Psacharopoulos, G. (1984). *The contribution of education to economic growth: International comparisons* (No. REP320, pp. 1-32). The World Bank.

- 
- Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41-55.
- Ros Schultz, T. P. (2003). Human capital, schooling and health. *Economics & Human Biology*, 1(2), 207-221.
- Simard, M. (2014). L'effet sur le salaire de l'adéquation formation-emploi chez les immigrants qualifiés au Québec.
- Spence, M. (1973). Job Market Signalling". *The Quarterly Journal of Economics*".
- Stephan, N. (1996). *Evaluation de l'efficacité externe de la formation des agriculteurs* (Doctoral dissertation).
- Theophile, K. (2010). The Impact of Human Capital on Agricultural Productivity in Burkina Faso.
- Tuo, G. (2007). Analyse de la filière anacarde en Côte d'Ivoire : stratégie de développement et de lutte contre la pauvreté. Mémoire de DEA en Sciences économiques, Université de Bouaké, Côte d'Ivoire.
- Weiss, A. (1996), Human Capital vs Signalling Explanations of Wages, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, n° 4, pp. 133-154.
- Weir, S. (1999). The effects of education on farmer productivity in rural Ethiopia. *The Centre for the Study of African Economies Working Paper Series*, 91.
- Weiss, Y. (1996). Synchronization of work schedules. *International Economic Review*, 157-179.
- Yasmeen, K., Abbasian, E., & Hussain, T. (2011). Impact of educated farmer on Agricultural Product. *Journal of Public Administration and Governance*, 1(2), 158-164.
- Zahra, F. T. (2018). Educating Farmers To Be Environmentally Sustainable: Knowledge, Skills And Farmer Productivity In Rural Bangladesh.