

La REVUE CEDRES-ETUDES « séries économiques » publie, semestriellement, en français et en anglais après évaluation, les résultats de différents travaux de recherche sous forme d'articles en économie appliquée proposés par des auteurs appartenant ou non au CEDRES.

Avant toute soumission d'articles à la REVUE CEDRES-ETUDES, les auteurs sont invités à prendre connaissance des « recommandations aux auteurs » (téléchargeable sur [www.cedres.bf](http://www.cedres.bf)).

Les articles de cette revue sont publiés sous la responsabilité de la direction du CEDRES. Toutefois, les opinions qui y sont exprimées sont celles des auteurs.

En règle générale, le choix définitif des articles publiables dans la REVUE CEDRES-ETUDES est approuvé par le CEDRES après des commentaires favorables d'au moins deux (sur trois en générale) instructeurs et approbation du Comité Scientifique.

La plupart des numéros précédents (67 numéros) sont disponibles en version électronique sur le site web du CEDRES [www.cedres.bf](http://www.cedres.bf)

La REVUE CEDRES-ETUDES est disponible au siège du CEDRES à l'Université de Ouaga II et dans toutes les grandes librairies du Burkina Faso et aussi à travers le site web : [www.cedres.bf](http://www.cedres.bf)

### **DIRECTEUR DE PUBLICATION**

Pr Idrissa M. OUEDRAOGO, Université Ouaga II

### **COMITE EDITORIAL**

Pr Pam ZAHONOGO, UO2 Editeur en Chef

Pr Noel THIOMBIANO, Université Ouaga II

Pr Denis ACCLASATO, Université d'Abomey Calavi

Pr Akoété AGBODJI, Université de Lomé

Pr Chérif Sidy KANE, Université Cheikh Anta Diop

Pr Eugénie MAIGA Université Norbert Zongo Burkina Faso

Pr Mathias Marie Adrien NDINGA, Université Marien N'Gouabi

Pr Omer COMBARY, Université Ouaga II

Pr Abdoulaye SECK, Université Cheikh Anta Diop

Pr Charlemagne IGUE, Université d'Abomey Calavi

### **SECRETARIAT D'EDITION**

Dr Samuel Tambi KABORE, UO2

Dr Théodore Jean Oscar KABORE, UO2

Dr Jean Pierre SAWADOGO, UO2

Dr Kassoum ZERBO, Université Ouaga II

### **COMITE SCIENTIFIQUE DE LA REVUE**

Pr Abdoulaye DIAGNE, UCAD (Sénégal)

Pr Adama DIAW, Université Gaston Berger de Saint Louis

Pr Gilbert Marie Aké N'GBO Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire)

Pr Albert ONDO OSSA, Université Omar Bongo (Gabon)

Pr Mama OUATTARA, Université Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire)

Pr Idrissa OUEDRAOGO, Université Ouaga II

Pr Kimséyinga SAVADOGO, Université Ouaga II

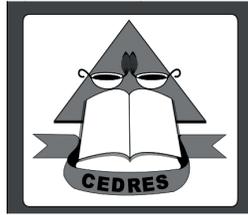
Pr Gnderman SIRPE, Université Ouaga II

Pr Nasser Ary TANIMOUNE, Université d'Ottawa (Canada)

Pr Gervasio SEMEDO, Université de Tours

Pr Pam ZAHONOGO, Université Ouaga II

Centre d'Etudes, de Documentation et de Recherche Economiques et Sociales (CEDRES)



[www.cedres.bf](http://www.cedres.bf)

# **REVUE CEDRES-ETUDES**

Revue Economique et Sociale Africaine

**REVUE CEDRES-ETUDES N°68**

Séries économie

2<sup>e</sup> Semestre 2019

# **Evaluation des effets de l'éducation sur l'efficacité des agriculteurs burkinabè**

**Bako Parfait**

*Enseignant-chercheur/Assistant à l'Université de Ouahigouya, Burkina Faso.*

**Akouwerabou B. Denis**

*Enseignant-chercheur/Maitre-Assistant à l'Université Ouaga 2, Burkina Faso.*

## Résumé

L'objectif de cette recherche a été d'analyser les effets des différents types d'éducation sur la productivité agricole de deux types de culture dont l'une (le sorgho) est produite sous l'agriculture paysanne et l'autre (le coton) sous l'agriculture industrielle. Cette recherche utilise la technique de frontière stochastique sur des données du programme national de gestion des terroirs, phase 2 (PNGT2), collectées auprès 1706 ménages ruraux burkinabè en 2011. Les résultats montrent d'une part que les différentes sous catégories d'éducation influencent bien l'efficacité technique et allocative agricole dans les zones rurales du Burkina Faso. D'autre part, nous trouvons que les agriculteurs burkinabè sont plus efficaces dans la production du sorgho avec un score d'efficacité technique moyenne de 74,0% contre 43,9% dans la production du coton.

**Mots clés :** Education, Efficacité technique, Efficacité allocative, Ménages ruraux, JIV, Burkina Faso.

*JEL classification :* Q12 D24 C26 C46

## Abstract

The objective of this research was to analyze the effects of the different types of education on the agricultural productivity of two types of crops, one of which (sorghum) is produced under peasant agriculture and the other (the cotton) under industrial agriculture. This research uses the stochastic frontier technique on data from the national soil management program, phase 2 (PNGT2), collected from 1706 burkinabè rural households in 2011. The results show, on the one hand, that the different education sub-categories do influence agricultural technical and allocative efficiency in rural areas of Burkina Faso. On the other hand, we find that Burkina Faso farmers are more efficient in the production of sorghum with an average technical efficiency score of 74.0% compared to 43.9% in the production of cotton.

**Key words :** Education, Technical efficiency, Allocative efficiency, Rural households, JIV, Burkina Faso

*JEL classification :* Q12 D24 C26 C46

## 1. Introduction

La problématique de la productivité agricole est toujours au cœur des préoccupations des pays en développement (PED). Ces pays connaissent les niveaux de productivité agricole les plus faibles du monde (Pardey et al., 1999). En effet, l'évolution de la productivité agricole dans cette région est stagnante et très faible par rapport à celles des autres pays (Inde, Chine et Brésil). L'amélioration de la productivité apparaît donc nécessaire pour réduire la pauvreté des ménages agricoles. Une voie d'accroissement de la productivité dont l'efficacité technique en est une composante est, selon les chercheurs, le développement de l'éducation à la fois quantitative et qualitative. Depuis la conférence d'Addis-Abeba (1961) jusqu'au forum de Dakar (2000) ou aux objectifs du millénaire du développement (OMD), l'éducation pour tous (UNESCO/BREDA, 2005) est affirmée comme une priorité.

Selon certains adeptes de la théorie du capital humain (Becker, 1964 ; Schultz, 1999), l'éducation est un des piliers de la croissance car il est un facteur d'amélioration de la productivité du travail humain. Par ailleurs, les nouvelles théories de la croissance économique (Lucas, 1988) suggèrent que l'investissement en capital humain est collectivement rentable, de par l'efficacité de la force de travail, et les externalités positives qu'il génère. De ce fait, les gains économiques et sociaux attendus pour la collectivité (développement humain et social au sens large) vont bien au-delà des seuls gains individuels (Foko et al, 2004). L'éducation formelle en particulier est sensée accroître la productivité agricole en améliorant l'efficacité technique et allocative. En effet, dotés d'un niveau élevé d'éducation formelle, les ménages agricoles sont capables : (i) d'allouer efficacement les inputs et (ii) choisir, évaluer et adopter de nouvelles technologies (Jamison et Lau, 1982).

C'est pourquoi, conscients du rôle de l'éducation dans la croissance économique d'un pays, les autorités politiques du Burkina Faso ont élaboré différents politiques, stratégies et programmes majeurs allant du Cadre stratégique de lutte contre la pauvreté (CSLP) au Plan national de développement économique et social (PNDES) en passant par la Stratégie de croissance accélérée et du développement durable (SCADD). Toutes ces politiques publiques expliquent le relèvement des taux d'alphabétisation qui est passé de 23,6% des adultes en 2005 à 28,2% en

2009 et 34,5% en 2014 (Enquête annuelle sur les conditions de vie des ménages [EA-QUIBB], 2005 et 2014), et de scolarisation au primaire qui est passé de 79,6% en 2011/2012 à 86,1% en 2015/2016 et à 88,5 en 2016/2017 (Annuaire statistique de l'éducation nationale/DGESS/MENA, 2017). Cependant, malgré ces efforts, le Burkina Faso doit toujours faire face à l'insécurité alimentaire en important des denrées alimentaires. On a également constaté que la contribution de l'agriculture au PIB baisse progressivement passant de 51% en 2001 à 35,5% en 2006 puis à 33,0% en 2008 (Ministère de l'agriculture et de l'hydraulique [MAH], 2008) et enfin à 30,9% sur la période 2012-2016 (Commission économique pour l'Afrique, 2017). L'agriculture étant principalement réalisée en milieu rural, les populations rurales sont celles qui concentrent le plus haut taux de pauvreté (47,5% contre 13,7% en milieu urbain en 2014, [Enquête multisectorielle continue, 2014]). En fait, la contribution de la pauvreté rurale à la pauvreté est de 92,5%. Si tel est le cas, on peut alors se poser la question de la contribution de l'éducation à l'efficacité technique des producteurs au vu des efforts en investissements publics et privés. En effet, malgré les parts importantes du budget allouées à l'éducation (18,27% en 2012, 19,36% en 2017 et 20% en 2018, [DGESS/MENA]), les rendements agricoles sont restés faibles au Burkina Faso.

Selon Aghion et Cohen (2004), le type d'éducation dont a besoin une économie dépend de son niveau de développement. Lorsque le pays est loin de la frontière technologique, il est utile d'investir dans les formes d'éducation (primaire, secondaire et alphabétisation) qui permettent d'imiter les pays avancés. Lorsque le pays s'est suffisamment rapproché de cette frontière technologique, les possibilités d'imitation deviennent plus limitées et il doit alors être plus rentable d'investir dans l'enseignement supérieur.

L'objectif poursuivi dans le cadre du présent article est d'apprécier la contribution de l'éducation formelle et de l'alphabétisation accumulées par les ménages ruraux sur leur productivité agricole au Burkina Faso. Des études ont trouvé que l'éducation formelle a un effet positif mais faible sur la productivité agricole en Asie (Kalirajan, 1981) et en Amérique du Sud (Pudasaini, 1983). Alors que, pour d'autres études, l'effet semble être non significatif même s'il conserve son signe positif (Phillips et Marble, 1986). Mais, les résultats des recherches sur l'effet de l'éducation sur la productivité agricole en Afrique sont très mitigés. Yakété-Wetonoubena et Mbetid-Bessane (2019) trouvent que le niveau

éducatif des agriculteurs en Centrafrique affecte positivement et significativement leur productivité. Egalement, Aggey et al. (2010) montrent que, pour le Kenya, la Tanzanie et le Burkina Faso, le niveau d'éducation des individus affecte positivement leur productivité. Il en est de même des travaux de Akouwerabou (2014) et Bako (2016) qui montrent que l'éducation améliore la productivité des ménages agricoles au Burkina Faso dans les productions vivrière et de rente. Nchare (2007), par contre, a montré que dans le cas de la production du café arabica au Cameroun, l'éducation exerce une influence négative sur la productivité.

Appleton et Balihuta (1996) trouvent que quatre années d'étude primaire améliorent d'environ 10% la productivité agricole en Uganda, alors que Weir (1999) trouve que plus de sept années d'études affectent négativement la productivité agricole en Ethiopie. Appleton et Balihuta (1996) pour l'Ouganda et Akouwerabou (2014) pour le Burkina Faso, trouvent que l'éducation secondaire n'affecte pas la productivité agricole. Ces auteurs montrent que l'éducation secondaire conduit à une réallocation de la main d'œuvre des activités agricoles vers les activités non agricoles. Cette sortie de main d'œuvre pourrait avoir un effet positif indirect sur la productivité à travers les investissements agricoles rendus possibles par les revenus non agricoles (Savadogo et al., 1998). Zonon (2003) montre que toute chose égale par ailleurs, l'alphabétisation du producteur burkinabè augmente son efficacité technique de 31,4%. Dans le même ordre d'idée, Davis et al. (2012) montre que les projets de formation professionnelle agricole améliorent la productivité des agriculteurs en Afrique de l'Est.

Appleton (2000) estime que la divergence des conclusions sur l'effet de l'éducation sur la productivité agricole est tributaire de la spécification de la variable éducation et de la mesure du travail dans la fonction de production. Les résultats des études qui utilisent respectivement le nombre de personnes actives qui ont travaillé (Appleton et Balihuta, 1996 ; Akouwerabou, 2014 ; Bako, 2016) comme mesure du travail et celles qui utilisent le nombre d'heures de travail (Appleton, 2000) vont nécessairement diverger. Aussi, les différentes spécifications de la variable éducation ne sont pas neutres. Certains auteurs utilisent le nombre d'années d'étude effectives, alors que d'autres utilisent des variables binaires pour modéliser les différents niveaux d'éducation. D'autre part, le nombre et la qualité des variables de contrôle affectent également les estimateurs de l'effet de l'éducation sur les outputs agricoles. Appleton (2000) pense également que la non significativité de

l'effet de l'éducation formelle sur la productivité agricole en Afrique est due dans la plupart des cas à la faiblesse de la taille des échantillons et aux erreurs de mesure de la production agricole. Cette non significativité peut également être le résultat de l'hypothèse la plus souvent émise sur l'homogénéité de la technologie qu'utilisent les agriculteurs (Tsionas, 2002). Aussi, un consensus semble se dégager dans la littérature sur le fait que l'éducation formelle n'influence la productivité agricole que dans le cas de l'agriculture moderne (Foster et Rosenzweig, 1996 ; Alene et Manyong, 2006). Huffman et McCunn (2000) pensent ainsi que l'éducation formelle ne doit pas être vue comme inconditionnellement productive en agriculture. Selon ces auteurs, l'effet de l'éducation sur les performances agricoles est conditionné par les prix, la technologie, l'environnement, les options pour le travail hors ferme et l'émigration.

Ram et Singh (1988) ont spécifié la variable éducation comme étant le niveau d'éducation moyen de tous les membres du ménage et trouvent qu'au Burkina Faso, l'éducation a un effet partiel de 0,07 sur la productivité agricole. Dans la présente contribution, l'éducation est captée par le niveau d'éducation du chef de ménage, le nombre d'actifs du ménage ayant acquis un niveau d'éducation primaire et secondaire. L'étude confronte les résultats de deux types de spéculations agricoles. La première spéculation est le sorgho blanc dont la production est réalisée dans un cadre moins organisé contrairement à la production cotonnière qui tend vers une production industrielle car essentiellement destinée à l'exportation. Le choix de ces deux spéculations permet de vérifier l'hypothèse que l'éducation est plus productive dans l'agriculture moderne. Les recherches antérieures au Burkina Faso ont peu investigué ce champ d'analyse.

On sait également que l'éducation formelle n'est pas la seule forme d'éducation pouvant influencer la productivité agricole. L'apprentissage par la pratique et par l'observation des autres, les programmes de formation (alphabétisation) et de suivi initiés par le gouvernement sont aussi des formes de connaissances non négligeables dans la transformation de l'agriculture et dans l'adoption de nouvelles technologies agricoles (Young et Deng, 1999).

La suite de l'article est organisée en cinq sections. La section 2 présente le cadre conceptuel d'analyse de l'effet de l'éducation sur les outputs agricoles. La section 3 donne des indications sur la source des données qui ont servi à l'analyse. La section 4 présente les modèles empiriques

d'analyse de l'effet de l'éducation sur la productivité agricole des producteurs et de la frontière de production stochastique. La section 5 expose et discutent les résultats des différentes régressions réalisées. La dernière section de l'article est consacrée à la conclusion suivie d'implications de politique économique et de pistes de recherche future.

## 2. Cadre analytique de l'effet de l'éducation sur la productivité agricole

Théoriquement, l'éducation agit sur l'efficacité technique et allocative. L'effet allocatif peut être décomposé en deux éléments que sont la sélection et l'allocation des inputs marchands. La meilleure façon d'évaluer ces trois effets liés au travail humain est de passer par l'estimation des déterminants de la valeur ajoutée, de la valeur totale des ventes et de l'efficacité technique (Welch, 1970). Le modèle présenté ci-dessous est inspiré des travaux de Pudasaini (1983) qui découle de la théorie de la croissance endogène. Cette dernière permet de prendre en compte entre autres les composantes du capital humain comme facteurs de croissance et de productivité.

Soit un ménage agricole, produisant un output agricole avec la technologie :

$$y = y(X, Z, Educ) \quad (1)$$

Où  $y$  est la quantité produite de l'output du ménage agricole. Cette équation (1) implique que le volume de l'output dépend des quantités d'inputs achetés sur le marché ( $X$ ), des facteurs de production (capital et travail) provenant exclusivement du ménage ( $Z$ ) et de l'éducation.

On admet que tous les agriculteurs n'ont pas la même habilité dans la sélection et l'allocation alternative des inputs ( $X$ ). Supposons que la sélection et l'allocation des inputs soient une fonction de l'éducation accumulée par le ménage :  $X = f(Educ)$ . De même, l'allocation des facteurs de production provenant du ménage ( $Z$ ) dans ses différentes activités de production est fonction de la variable éducation :  $Z = h(Educ)$ . La valeur ajoutée (VA) de la production agricole en fonction des inputs achetés est donnée par :

$$VA = p_y \cdot y(X; Z, Educ) - p_x \cdot X \quad (2)$$

Où  $P_x$  et  $P_y$  sont respectivement le prix de l'input acheté et le prix de l'output produit.

Considérons la dérivée de l'expression (2) par rapport à la variable "éducation" :

$$\frac{\partial VA}{\partial Educ} = p_y \cdot \frac{\partial y}{\partial Educ} + (p_y \cdot \frac{\partial y}{\partial f} - p_x) \frac{\partial X}{\partial Educ} + p_y \cdot \frac{\partial y}{\partial h} \cdot \frac{\partial Z}{\partial Educ} \quad (3)$$

La Valeur du Produit Marginal (VPM) de l'éducation estimée à partir de l'équation (3) capte tous les trois effets (Pudasaini, 1983). Par contre, si on s'intéresse uniquement à la valeur totale des ventes et  $X$ ,  $Z$  et  $Educ$

les variables explicatives, alors  $p_x \cdot \frac{\partial X}{\partial Educ} = 0$  modifiant ainsi le deuxième terme dans (3). La VPM de l'éducation dans ce cas est mesurée par l'efficacité productive des travailleurs et les effets de l'allocation optimale des intrants<sup>1</sup>. Lorsque la fonction objectif est une fonction de production à un seul output, seul le premier terme demeure. Dans ces conditions, la VPM de l'éducation sur la production est captée à travers l'amélioration de la performance des travailleurs.

Les estimations qui sont réalisées dans le présent article dans l'objectif de capter la VPM de l'éducation sur les deux spéculations retenues sont : l'estimation des déterminants de la valeur ajoutée et l'estimation des facteurs explicatifs de l'efficacité technique.

### 3. Présentation des données

L'étude utilise des données collectées en 2011 dans le cadre de l'analyse de l'impact du Programme National de Gestion de Terroirs phase II (PNGT2) sur les conditions de vie des ménages ruraux au Burkina Faso. Les informations collectées couvrent toutes les régions du pays et portent sur divers aspects socioéconomiques des ménages (démographie, l'éducation, la santé, le revenu, les dépenses, l'accès au financement, la sécurité alimentaire, les productions, modes de productions, etc.), les prix des produits agricoles, etc. L'échantillon, qui a servi aux analyses économétriques, comprend deux mille cent soixante (2160) ménages.

---

<sup>1</sup> Les données sur les ventes du sorgho n'ont pas été collectées, par conséquent cette deuxième option ne serait pas estimée.

Des données secondaires ont également été utilisées dans certaines parties de l'article. Les données sur les volumes totaux produits des différentes spéculations agricoles au niveau national qui ont servi à la construction du tableau 1 en annexe proviennent de l'Institut national de la statistique et de la démographie (INSD).

Le choix des outputs agricoles pour l'analyse est fait en fonction de leur représentativité nationale. Pour ce faire, une comparaison des niveaux de production pour différents produits agricoles a été réalisée. Nous remarquons qu'au niveau national, le sorgho est la spéculation agricole la plus importante en volume sur toute la période 2004-2015 (Tableau 1 en annexe). Cela est confirmé par les données en volume de ces spéculations du passage de 2011 (Tableau 1 en annexe). En plus d'être l'output le plus produit par an, la production du sorgho varie moins d'une année à l'autre. Le sorgho ne présente cependant pas d'avantages économiques énormes en termes d'entrée de devises pour le Burkina Faso car sa production est quasiment destinée à la consommation locale (Trouche et al., 2016). En effet, le sorgho fait l'objet d'une consommation finale par les ménages et est aussi utilisé dans la fabrication de boissons locales. Par conséquent, même si le sorgho n'est pas pourvoyeur de devises, son impact sur l'économie nationale n'est pas négligeable. Il joue un rôle important dans la sécurité alimentaire et la réduction de la pauvreté surtout en milieu rural (FAO-PAM-FIDA, 2019). Les procédés utilisés sur toute l'étendue du territoire dans la production du sorgho sont quasiment identiques. Aussi, il n'existe pas une grande différence aussi bien dans la qualité produite que dans les variétés du sorgho à travers le pays. Afin de permettre une comparaison entre agriculture traditionnelle et agriculture semi moderne, le coton est choisi comme spéculation agricole de production industrielle. Les résultats obtenus dans le cas du coton permettent de vérifier si l'effet des différentes formes d'éducation diffère lorsqu'on passe d'une agriculture traditionnelle à une agriculture semi-organisée dans un même espace géographique.

Sur un total de 2160 ménages que compte la base de données, 1706 ménages ont cultivé le sorgho au cours de la saison agricole 2011. L'échantillon des cotonculteurs est tiré de la population des agriculteurs producteurs de sorgho. Au total, trois cents (300) ménages de ces producteurs de sorgho cultivent également le coton.

## 4. Modèles empiriques et méthode d'estimation

Dans cette partie, il est présenté les versions empiriques des modèles de la valeur ajoutée et de la frontière stochastique ainsi que la méthode d'estimation.

### 4.1. Le modèle empirique de la valeur ajoutée

La forme empirique de la fonction de la valeur ajoutée inspirée de Pudasaini (1983) se présente comme suit :

$$\begin{aligned} lva_j = & \beta_0 + \beta_1 neducpr + \beta_2 neduc sec + \beta_3 educ hh + \beta_4 accredit \\ & + \beta_5 alphahh + \beta_6 invm2 + \beta_7 invm22 + \beta_8 invj + \beta_9 ldlabc + \beta_{10} ldhlab \\ & + \beta_{11} ldlabc^2 + \beta_{12} mspact + \beta_{13} lk + \beta_{14} alpha + \varepsilon_{va} \quad (4) \end{aligned}$$

L'indice  $j$  varie entre 1 et 2 et représente les deux spéculations retenues (sorgho et coton) et le préfixe  $l$  indique que la variable est prise en logarithme népérien. La valeur ajoutée ( $va$ ) est expliquée par le nombre d'adultes du ménage qui ont un niveau d'éducation primaire ( $neducpr$ ), le nombre d'adulte du ménage qui ont un niveau d'éducation secondaire ( $neduc sec$ ), le niveau d'éducation du chef de ménage ( $educ hh$ ). A ce niveau, il aurait été intéressant d'intégrer le niveau effectif du chef de ménage afin de voir si l'effet de l'éducation formelle sur l'output change en fonction des différents niveaux d'éducation formelle. La plupart des chefs de ménage n'ont qu'un niveau d'éducation primaire ou sont sans niveau. Une variable binaire a donc été créée indiquant par ses valeurs 1 que le chef de ménage sait lire et écrire. Nous considérons également suivant la littérature (Combarry, 2017; Savadogo et al., 2016 ; Bako, 2016 ; Ngom et al., 2016 ; Akouwerabou, 2014 ; Nuama, 2006) que, le log des dépenses en capital physique ( $lk$ ), l'accès au crédit par le ménage ( $accredit$ ), le fait que le chef de ménage ait bénéficié d'un encadrement technique agricole<sup>2</sup> (considéré ici sous le vocable alphabétisation) ( $alphahh$ ) et le nombre d'individus adultes alphabétisés

---

<sup>2</sup> Nous assimilons ici l'alphabétisation à l'encadrement technique agricole en ce sens l'alphabétisation s'adresse principalement aux adultes qui n'ont pas bénéficié de l'éducation formelle. C'est une forme d'éducation dont l'objectif recherché est de fournir une éducation spécifique utile aux bénéficiaires. Il est donc enseigné un module à la fin de l'alphabétisation qui est la formation aux bonnes pratiques agricoles dites ici encadrement technique agricole.

du ménage, c'est-à-dire qui ont bénéficié d'un encadrement technique agricole (*alpha*) affectent également la valeur ajoutée agricole. D'autres variables de contrôle comme la dépense de main d'œuvre familiale en logarithme népérien (*ldhlab*), le nombre d'actifs du ménage (*mspac*) qui ont connu une indisponibilité suite à des maladies au cours de la saison pluvieuse, la part du logarithme népérien de la dépense (*ldlab*) réalisée par le ménage lors des travaux communautaires dans son champ ont également été intégrées. Pour capter l'effet de l'intensité des dépenses de main d'œuvre communautaire sur la valeur ajoutée, la variable au carré (*ldlab*<sup>2</sup>) a été ajoutée au modèle.

Les variables du modèle contenant le préfixe «*inv*» sont des inverses des ratios de Mills permettant de contrôler le biais d'auto sélection dans une des productions *j* donnée (*invj*) et d'endogénéité de certaines variables binaires. Les variables explicatives comme l'adoption de la traction animale (Savadogo et al., 1998) et les techniques de conservations des eaux et des sols (Feder et al., 1985) ont été considérées comme des variables endogènes binaires. Les inverses de ratio de Mills de ces variables générés à partir de régressions Probit sur celles-ci ont été introduits dans les deux modèles respectifs pour contrôler leur endogénéité. Ainsi, *invm2* a été introduit pour contrôler l'endogénéité de l'adoption de la traction animale et *invm22* pour contrôler celle de l'adoption des techniques de conservation des eaux et des sols (CES).

Les variables d'éducation (*neducpr*), (*neducsec*) ne sont pas endogènes dans ces équations car les niveaux de ces variables sont postérieurs à la campagne agricole considérée. Mais, le fait de n'avoir pas inclus des variables comme l'habileté des membres adultes et leur capacité intrinsèque établit une corrélation entre les variables du capital humain et les termes de l'erreur. C'est pourquoi, ces deux variables portant sur l'éducation des membres adultes ont été instrumentalisées afin de résoudre le potentiel biais d'endogénéité. Les variables utilisées pour instrumenter ces deux variables, suivant la littérature économique, sont : le ratio de dépendance (*ratiod*) capté à travers le nombre d'inactifs sur le nombre d'actifs du ménage, les transferts nets d'argent reçus par le ménage (*tcfanet*), le sexe (*sexehh*) et l'âge (*agehh*) du chef de ménage ainsi que le nombre d'actifs du ménage (*actnbr*). Les statistiques descriptives de toutes ces variables sont présentées au tableau 2 en annexes. Afin d'éviter la sur représentativité de certains ménages dans la base, les observations de chaque ménage ont été pondérées par le poids

de ce ménage au niveau national. Les techniques de contrôle des biais exposées ici ont été utilisées sur tous les modèles estimés.

## **4.2. La frontière stochastique de production**

La méthodologie des frontières permet l'identification, la mesure et l'analyse de l'efficacité technique. Les recherches sur la frontière de production ont commencé avec la contribution de Farrell (1957) construit à partir des travaux de Debreu (1951) et de Koopmans (1951). La stratégie proposée par Farrell (1957) pour évaluer l'inefficacité technique a ensuite été améliorée par Fried et al. (1993) et Coelli et al. (1998). Il existe deux méthodes pour l'estimation de la frontière de production. L'approche non paramétrique, dont la plus connue est le Data Envelopment Analysis (DEA) et l'approche paramétrique. L'approche non paramétrique ne nécessite pas la spécification d'une forme fonctionnelle. La limite principale de cette approche est due au fait qu'elle utilise la programmation linéaire. Cette limite suffit (la réalité économique n'étant pas linéaire) pour justifier le fait que cette approche ne soit pas bien indiquée pour l'analyse de la production agricole. La deuxième approche nécessite une spécification paramétrique dans son implémentation. Parmi les méthodes paramétriques, on peut distinguer l'approche déterministe (Aigner et Chu, 1968 ; Gabrielsen, 1975) et l'approche stochastique (Aigner et al., 1977).

Les méthodes déterministes n'intègrent pas les chocs de production stochastiques et par conséquent attribuent toute déviation de la frontière entièrement à l'inefficacité (Sena, 1999). Cette hypothèse lourde de conséquence a poussé à l'abandon de la frontière déterministe au profit de la frontière stochastique comme modèle de mesure de l'inefficacité technique. Les effets des caractéristiques des ménages agricoles sur l'inefficacité technique sont très sensibles à la spécification du modèle. Pour ce faire, lorsqu'on envisage une telle analyse, il faut utiliser le modèle le plus approprié. Lui et Myers (2009) ont utilisé la méthode du Bootstrap pour évaluer la performance des modèles alternatifs proposés dans la modélisation de la frontière de production stochastique. Ils ont ainsi identifié le modèle approprié et les caractéristiques des ménages qui influencent l'inefficacité technique dans la production agricole pour les PED. Le présent article est une application empirique des données du Burkina Faso sur le modèle de la frontière de production stochastique proposée par Liu et Myers (2009), Wang et Schmidt (2002). Ce modèle permet d'estimer simultanément la frontière stochastique et l'inefficacité

technique. La spécification fonctionnelle de ces auteurs est inspirée du modèle KGCHLBC<sup>3</sup> qui permet d'éviter de poser l'hypothèse que tous les agriculteurs utilisent la même technologie.

Les variables qui sont utilisées dans la régression de la frontière stochastique de production sont regroupées en deux grandes catégories. La première catégorie porte sur les intrants. Ces variables ( $X$ ) sont censées influencer le niveau de la production. La seconde catégorie de variables ( $Z$ ) regroupe les facteurs exogènes liés aux caractéristiques du ménage. Cette catégorie de variables est supposée influencer l'efficacité technique (Bako, 2016 ; Savadogo et al., 2016 ; Akouwerabou, 2014).

La spécification empirique du modèle est donnée par :

$$lq_j = \beta_0 + \beta_1 l \text{ sup}_j + \beta_2 l \text{ sup}_2_j + \beta_3 lj\_ \text{exp} + \beta_4 \text{accredit} \\ + \beta_5 \text{actnbr} + \beta_6 \text{ldlab} + \beta_7 \text{ldhlab} + \beta_8 lk + v - \\ (\delta_0 + \delta_1 \text{invj} + \delta_2 \text{tcfanet} + \delta_3 \text{lagehh} + \delta_4 \text{neducpr} + \delta_5 \text{neduc sec} \\ + \delta_6 \text{educhh} + \delta_7 \text{mspact} + \delta_8 \text{alpha} + \delta_9 \text{invm2} + \delta_{10} \text{invm22}) \quad (5)$$

Où  $lj\_ \text{exp}$  représente le logarithme des dépenses en intrants pour la spéculation  $j$ ,  $v$  est une variable aléatoire, normalement distribuée, correspondant à l'erreur de mesure. Les variables entre parenthèses dans l'équation (5) sont les variables susceptibles d'expliquer l'inefficacité technique des ménages ruraux agricoles. Toutes les autres variables ont déjà été définies plus haut (section 4.1).

### 4.3. La méthode d'estimation de l'équation de la valeur ajoutée

La correction du biais d'endogénéité des variables de l'éducation a consisté à instrumenter ces variables. L'instrumentalisation est réalisée à travers la méthode des variables instrumentales de Jackknife (JIV) introduite par Angris et al. (1998). Les autres candidats potentiels dans ces conditions sont l'estimateur optimal des moments généralisés (GMM) et l'estimateur des doubles moindres carrés (2SLS). Le choix de l'estimateur du JIV est justifié par le fait que ce dernier est plus performant que l'estimateur des 2SLS. L'estimateur qui pouvait être utilisé de façon alternative est l'estimateur optimal des GMM. Mais,

<sup>3</sup> Il s'agit d'un modèle qui a été introduit par Kumbhakar, Ghosh et McGukin (1991) prolongé par Huang et Lee (1992) et ensuite par Battese et Coelli (1993).

lorsque la taille de l'échantillon est faible, l'approximation asymptotique de la distribution par la méthode du GMM est également un peu défectueuse (Cameron et Trivedi, 2005). Il n'est pas non plus facile de trouver de bons instruments. Lorsque le choix des variables instrumentales est mal fait, Bound et al. (1995) montrent que les estimateurs dérivés de l'utilisation des mauvais instruments sont plus inconsistants que ceux des moindres carrés ordinaires. Nelson et Startz (1990) démontrent à travers des expériences de Monte Carlo que ce biais peut être très important et que dans ces conditions, les écarts types peuvent aussi être biaisés. La méthode couramment utilisée pour réduire ce biais se trouve être également la méthode du JIV. Phillips et Hale (1977) et Hahn et al. (2001) notent ainsi qu'à défaut de la méthode du GMM optimal, il faut utiliser la méthode du JIV qui est largement supérieur à celle des 2SLS. Aussi, de façon générale, le biais dans l'estimation du JIV est moindre par rapport au bootstrap ordinaire, l'échantillon dans le JIV ne diffère de l'échantillon original que d'une seule observation. C'est pour toutes ces raisons que la méthode du JIV a été utilisée pour obtenir les résultats de l'équation de la valeur ajoutée. Les statistiques de décision ( $z$ ) présentées dans le tableau des résultats de la valeur ajoutée sont les  $z$  corrigés par la méthode du Jackknife Bootstrap à quatre-vingt-dix-neuf réplifications<sup>4</sup>.

## **5. Les résultats d'estimations des modèles de la valeur ajoutée et de la frontière stochastique**

Cette partie présente et discute les résultats des estimations des modèles de la valeur ajoutée et de la frontière stochastique.

### **5.1. Interprétation et discussion des résultats de l'équation de la valeur ajoutée**

Les résultats de l'estimation de la valeur ajoutée pour les deux spéculations sont consignés dans le tableau 3. Ces résultats sont statistiquement significatifs car les statistiques de khi-deux associés sont tous très élevées. Egalement, le test de sur-identification de Sargan montre que les instruments utilisés pour corriger le biais d'endogénéité sont valides pour les deux spéculations. La statistique du facteur d'inflation de la variance noté VIF (en anglais variance inflation factor)

---

<sup>4</sup> Les valeurs critiques des statistiques  $z$  présentées sont obtenues après 95 réplifications.

montre qu'il y a absence de multicolinéarité car les VIF sont faibles (Tableau 7 en annexe). En effet, il n'y a pas de consensus sur la valeur de VIF à partir de laquelle on conclut qu'il y a multicolinéarité. Pour certains chercheurs, on s'inquiète si la valeur VIF est supérieure ou égale à 10 (Wooldridge, 2016). Le fait de capter la variable « éducation » à travers la qualification des membres actifs permet d'observer des résultats intéressants entre l'effet de l'éducation sur la valeur ajoutée du sorgho et celle du coton. Les résultats montrent que parmi toutes les variables représentant l'éducation, seul le niveau d'éducation du chef de ménage est significatif dans l'équation du sorgho. En effet, la valeur ajoutée de la production du sorgho est affectée positivement par le niveau d'éducation du chef de ménage. Savadogo et al. (2016) aboutissent à la même conclusion de l'effet positif de l'éducation du chef sur l'efficacité technique.

Même si les signes des coefficients associés aux autres variables de capital humain ne sont pas significatifs dans l'équation de la valeur ajoutée du sorgho, leurs signes peuvent être détenteur d'une information importante : les actifs qualifiés des ménages agricoles ne participent pas à la production du sorgho. En retenant cette hypothèse, on peut facilement comprendre les coefficients et leurs signes dans l'équation de la valeur ajoutée du coton. Les coefficients de ces variables sont tous apparus avec des signes positifs et mieux le coefficient des membres actifs du ménage qui ont au plus six années d'études est significatif dans la production du coton. Akouwerabou (2014) a également trouvé un résultat similaire en montrant que seule l'éducation primaire et l'alphabétisation étaient bénéfiques aux activités agricoles. Davis et al. (2012) montre que les projets de formation professionnelle agricole améliorent la productivité des agriculteurs en Afrique de l'Est. Cependant, on constate dans cette recherche que le fait qu'un ménage ait des membres qui sont alphabétisés, ou le fait que le chef de ménage soit alphabétisé n'affecte pas la valeur ajoutée.

La non signification de la variable alphabétisation peut s'expliquer par le fait que les régressions dans lesquelles cette variable est significative, les variables représentant le niveau d'éducation des autres membres du ménage ne sont pas pris en compte. C'est l'absence de cette variable qui permet à la variable alphabétisation d'être significative à travers la confusion généralement faite entre l'alphabétisation et la fréquentation du système d'éducation formelle. Cela se produit par exemple lorsque dans la collecte des données, l'analphabétisme coïncide avec l'illettrisme

confondant ainsi "n'avoir pas fréquenté mais savoir lire et écrire dans une langue quelconque" et "savoir lire et écrire dans une langue officielle sachant qu'on a fréquenté l'école formelle". Lorsque cette confusion est faite, aussi bien les individus alphabétisés (apprendre à lire et à écrire dans sa langue maternelle) et ceux qui ont fréquentés dans le système d'éducation formelle se retrouvent tous dans le groupe des individus alphabétisés permettant ainsi à l'alphabétisation d'être productive.

Le coefficient de la variable nombre d'actif qui ont au moins le niveau secondaire n'est pas significatif dans les activités cotonnières et de production du sorgho. En se référant toujours à l'hypothèse retenue plus haut par rapport à la fuite de la main d'œuvre qualifiée des activités moins productives, on peut justifier ce résultat. La rémunération obtenue dans les activités agricoles est inférieure aux intentions salariales des actifs qui ont atteint le secondaire. C'est pourquoi ces derniers ne participent pas pleinement dans ces activités. Ce résultat est confirmé par Akouwerabou (2014), Sarfaz et Bashir (2005) qui montrent que l'éducation secondaire conduit à la sortie de la main d'œuvre du secteur agricole.

L'utilisation du travail communautaire améliore la valeur ajoutée dans les activités de production du sorgho de 0,31% mais cette variable n'a aucun effet sur les activités cotonnières. Cependant, l'effet positif du travail communautaire a un seuil au regard de sa variable quadratique. La main d'œuvre louée affecte négativement le processus de création de la valeur ajoutée des ménages agricoles à la fois dans les activités relatives aussi bien au sorgho qu'au coton. L'inverse du ratio de Mills (inv22) est significatif dans les deux équations montrant qu'il est réellement important de contrôler l'endogénéité des techniques de conservation des eaux et des sols (CES) dans la production des deux spéculations. Ce qui signifie que le choix des CES dans la production aurait un effet positif sur la valeur ajoutée des deux spéculations.

Les résultats présentés dans cette section portent sur l'efficacité totale. Ces modèles sont plus adaptés lorsqu'on s'intéresse à l'effet des caractéristiques des membres. Ces modèles sont par conséquent adaptés lorsque les variables explicatives peuvent affecter à la fois les efficacités technique et allocative. Certaines variables ne peuvent affecter que l'efficacité technique, c'est pourquoi il est important de voir dans un second instant comment ces mêmes variables se comportent lorsqu'on considère uniquement l'efficacité technique.

La recherche des déterminants de l'efficacité technique dans la production de ces deux spéculations a été réalisée à travers un modèle de frontière stochastique dont les résultats sont présentés dans le tableau 3.

**Tableau 3 : Résultats d'estimations des modèles de la valeur ajoutée**

Sorgho				Coton			
lvasor	Coef.	Std. Er.	Z-ratio	lvacot	Coef.	Std. Er.	T-ratio
$\beta_0$	3,56	10,01	0,36	$\beta_0$	12,93	18,3	0,71
neducpr	-1,47	1,92	-0,76	neducpr	1,57*	0,92	1,90
neducsec	-1,77	6,49	-0,27	neducsec	1,21	4,45	0,27
leduchh	8,16***	2,95	2,76	leduchh	,29	2,73	0,11
alphahh	-,44	1,37	-0,32	alphahh	-1,91	3,28	-0,58
alpha	-,027	0,37	-0,07	alpha	-,21	0,84	-0,25
ldlab	,31***	0,11	2,91	ldlab	,09	0,14	0,64
ldhlab	-,22**	0,09	-2,41	ldhlab	-,20*	0,09	-2,22
ldlab <sup>2</sup>	-,001***	0,0001	-2,6	ldlab <sup>2</sup>	-,0003	0,0004	-0,69
mspact	,87	1,022	0,85	mspact	-,24	1,84	-0,13
lk	-,08	0,09	-0,88	lk	-,02	0,09	-0,21
accredit	-,67	1,35	-0,50	accredit	1,00	0,98	1,02
inv2	-3,09	3,32	-0,93	inv2	,07	6,12	0,01
inv22	13,9*	7,31	1,90	inv22	23,28**	12,76	1,82
invsorg	,87	0,66	1,31	invcot	11,52	10,25	1,12
Wald chi2 (15) = 711,83 R <sup>2</sup> = 0,7315				Wald chi2(15) = 423,52 R <sup>2</sup> = 0,89			

Tests of over identifying (Sargan N\*R<sup>2</sup> test):  
chi2(3) = 6,93 (P-value = 0,41)

\* Significatif à 10% ; \*\* Significatif à 5% ;

\*\*\*Significatif à 1%,

Tests of over identifying (Sargan N\*R<sup>2</sup> test):  
chi2(3) = 5,74 (P-value = 0,33)

**Source** : Estimations à partir des données d'enquête du PNGT-2, 2011,

## 5.2. Interprétation et discussion des résultats des modèles de la frontière stochastique

Dans cette section sont présentés et discutés les résultats de la régression de la frontière stochastique pour les deux spéculations agricoles retenues (Tableau 4). Les estimations ont été réalisées sur le logiciel Frontier 4,1. Les résultats des deux spéculations sont discutés à la fois afin de pouvoir mettre en exergue les similitudes et les différences entre elles.

Les tests de validité de la frontière stochastique et de significativité d'ensemble des coefficients sont résumés dans les tableaux 5 et 6 en annexe. Les paramètres des intrants sont dans l'ensemble significatifs

(test 4) montrant que les intrants retenus dans ces modèles déterminent bien la production aussi bien du coton que du sorgho. Les tests associés au troisième rang de ces tableaux montrent respectivement que la frontière du sorgho est stochastique alors que celle du coton est déterministe. De ce fait, la constante  $\delta_0$  dans l'équation de l'inefficacité du coton devient non identifiable étant donné que la fonction de production contient déjà une constante. Les coefficients des caractéristiques du ménage retenues comme capables d'influencer l'efficacité technique dans la production des deux spéculations sont dans l'ensemble statistiquement différents de zéro (tests 1 et 2).

L'analyse des résultats de la fonction de production permet de constater que des exploitations cotonnières moyennes en superficie sont plus rentables que de trop vastes exploitations. Cela est auparavant confirmé par Bachta et Chebil (2002), Yotopoulos et Lau (1973) et Schultz (1964). Ces auteurs montrent que les petites exploitations sont plus efficaces que les grandes. Par contre, Dhehibi et al, (2012), Chebil et al, (2018), Bravo-Ureta et Pinheiro (1997) ont trouvé que ce sont les grandes exploitations qui sont les plus efficaces. L'augmentation des dépenses d'intrants et de fonctionnement permet d'accroître la production du sorgho mais cette stratégie affecte négativement la production du coton. Les ménages qui ont beaucoup de membres adultes sont également plus productifs dans la production cotonnière que dans la production du sorgho. On constate à travers le poids de la contribution des facteurs que tous les facteurs sont plus productifs dans la production cotonnière que dans celle du sorgho pour les mêmes ménages qui produisent à la fois le coton et le sorgho.

Au niveau des résultats du modèle de l'inefficacité technique, à l'exception du coefficient de l'âge qui ne répond pas aux attentes, les autres coefficients confirment que les ménages protègent plus leur production cotonnière par rapport à la production du sorgho. En effet, l'âge du chef de ménage améliore l'efficacité technique. D'autres recherches ont trouvé ce même résultat : Ozden et Dios-Palmores (2016) pour la production d'huile d'olive, Chebil et al, (2013) sur les exploitations de blé, Zonon (1998) sur les exploitations céréalières au Burkina Faso et Bravo-Ureta et Pinheiro (1993) sur les exploitations de manioc et de coton au Paraguay. A l'opposé, Bako (2016) et Hussain (1989) ont trouvé un effet négatif de l'âge sur l'efficacité technique. Pour ces auteurs, les exploitants âgés ont moins d'opportunités d'avoir des contacts avec les agents de vulgarisation et sont également peu disposés à adopter des nouvelles techniques et des inputs modernes. Lorsque le

ménage reçoit beaucoup de transferts monétaires, cela affecte négativement son efficacité technique dans la production du sorgho. Ceci pourrait s'expliquer par le fait que le ménage s'investit dans des activités génératrices de revenus donc les activités non agricoles rendues possibles par les transferts. L'activité agricole serait de ce fait délaissée au profit des activités beaucoup plus lucratives et le ménage privilégie de louer la main d'œuvre sur son exploitation. FAO (2016) montre cependant que les transferts monétaires aux ménages ont accéléré la productivité agricole dans la plupart des pays de l'Afrique Subsaharienne.

Lorsque les membres actifs du ménage contractent une maladie au cours de la saison des pluies, cela affecte négativement l'efficacité technique dans la production du sorgho de 0,37%. Cependant, cette indisponibilité des membres actifs au cours de la seule et unique saison de production n'affecte pas la production du coton. L'indisponibilité des membres actifs du ménage due à la maladie est compensée par la main-d'œuvre louée qui améliore de 0,11% environ la production du coton. Ce résultat est contraire à celui de Bako (2016) qui trouve pour la production de rente (coton et arachide) un effet négatif de la variable.

Contrairement aux résultats du modèle de la valeur ajoutée où les variables représentant les actifs qualifiés des ménages affectent négativement le sorgho, les résultats de la frontière stochastique montrent que l'éducation primaire affecte positivement la productivité du sorgho. La valeur marginale du produit de l'éducation sur l'efficacité technique du ménage dans la production du sorgho vaut 0,63%. Ce résultat est conforme à nos prédictions théoriques et rejoint les résultats des recherches de Chebil et al, (2018), Bako (2016) et Coelli et Fleming (2004). On constate que toutes les variables d'éducation des membres actifs affectent l'efficacité technique du ménage dans la production cotonnière. L'éducation secondaire des membres adultes est la variable d'éducation qui affecte le plus la productivité cotonnière (3,73%), ensuite vient le niveau d'éducation du chef de ménage (1,74) et en dernier lieu l'éducation primaire des membres adultes (1,25%). La contribution de l'éducation secondaire à la productivité vaut ainsi le double de la contribution de l'éducation primaire. Le fait que le ménage ait beaucoup de membres alphabétisés améliore la productivité du sorgho de 0,53% alors que cela affecte négativement la production du coton. Les inverses des ratios de Mills sont quasiment tous significatifs montrant que dans la frontière stochastique de production, il était nécessaire de contrôler l'endogénéité de l'adoption de la traction animale (invm2), de l'adoption

des CES (*invm22*) et de l'auto sélection pour la production de chacune des spéculations (*invj*). Aussi, dans le modèle de la frontière stochastique, la variance est due à plus de 50% par les effets de l'inefficacité technique du sorgho. Dans le modèle de frontière du coton, la variance est due essentiellement aux facteurs explicatifs de la productivité. Dans l'ensemble, les agriculteurs burkinabè sont plus efficaces dans la production du sorgho (74,0%) que dans la production du coton (43,9%).

On note en résumé que les facteurs de production des ménages agricoles burkinabè sont plus productifs dans leurs activités de production cotonnière que dans leurs activités de production du sorgho. Les ménages agricoles équipés privilégient plus la production cotonnière, mais la main-d'œuvre familiale est plus productive (0,22%) dans les exploitations cotonnières que le capital (0,17%). Les cotonculteurs ne peuvent non plus pas abuser dans l'extension des parcelles de coton pour accroître leur production. Les résultats des régressions montrent également que l'âge doit être considéré comme une variable continue. L'alphabétisation affecte positivement la production du sorgho et négativement celle du coton. L'éducation formelle accumulée par les membres actifs des ménages ruraux affecte beaucoup plus l'efficacité cotonnière. Ainsi, pour améliorer la production du coton, il est préférable que le ménage ait plus d'actifs qui ont plus de six années d'études. Les ménages compensent toujours la perte du temps de travail des membres due à la maladie dans la production cotonnière et pas dans la production du sorgho. Ceci implique que la production céréalière occupe de moins en moins une place dans la stratégie de production des agriculteurs burkinabè.

Tableau 4 : Résultats d'estimations des modèles de frontière stochastique

Sorgho				Coton			
Variables	Coef	Std, Er,	T-ratio	Variables	Coef	Std, Er,	T-ratio
$\beta_0$	19,2***	1,403	13,7	$\beta_0$	62,75	7,552	8,309
lsup <sup>2</sup>	,005	,021	,27	lsup <sup>2</sup>	-,001**	,0005	-2,323
lsup	-,027	,032	-,87	lsup	,81***	,26	3,104
accrredit	,003	,05	,05	accrredit	,383	,3096	1,1241
lsorgexp	,67***	,005	118	lcotexp	-,11***	,014	-7,702
actnbr	,08***	,009	8,58	actnbr	,25***	,04418	5,5418
ldlab	,04***	,006	5,64	ldlab	,02***	,0267	3,701
ldhlab	,011	,008	1,24	ldhlab	,11***	,0232	4,66
lk	-,02***	,004	-4,67	lk	,17***	,0236	7,387
<b>Modèle d'inefficience</b>				<b>Modèle d'inefficience</b>			
$\delta_0$	-22,4***	1,27	-17,6	$\delta_0$	-3,309	2,044	-1,6188
tcfanet	-,06***	,002	-27,06	tcfanet	,00113	,0097	,1159
lagehh	-65,8***	1,57	-41,73	lagehh	-22,3**	8,018	-2,567
neducpr	,64***	,068	9,26	neducpr	1,26***	0,2934	4,288
neducsec	-,19	,125	-1,54	neducsec	3,73***	1,0871	-3,432
educhh	-,27*	,165	-1,66	educhh	1,74***	0,5481	-3,175
mspact	-,37***	,054	-6,83	mspact	,1012	0,2263	,4473
alpha	,53***	,027	19,68	alpha	-,66***	0,1828	-3,6105
inv2	1,02***	,117	9,44	inv2	2,85***	,4594	6,1917

inv2	4,92***	,416	11,81
inv22	-8,89***	,86	-10,3
<b>Paramètre des variances</b>			
$\sigma^2$	,778***	1,016	7450,67
$\gamma^2$	,78***	,008	93,96
<b>Log likelihood</b>	-10329,5		

<b>Paramètre des variances</b>			
$\sigma^2$	,2 <sup>E</sup> +5***	,1 <sup>E</sup> +01	,201 <sup>E</sup> +05
$\gamma^2$	0,39***	0,0609	6,3943
<b>Log likelihood</b>	-1884,2		

*Efficiency technique moyenne : 0,74*

*Efficiency technique moyenne : 0,439*

**Source : Estimations à partir des données d'enquête du PNGT-2, 2011.**

## 6. Conclusion

Les résultats montrent l'effet des différentes sous catégories d'éducation sur l'efficacité technique et allocative agricole dans les zones rurales du Burkina Faso dépend du type de spéculation. Par conséquent, il faut identifier les formes d'éducation favorables aux différentes spéculations et mettre en place des stratégies pour accroître son accès aux ruraux. Cela est très urgent car les données montrent que sur une moyenne de quarante un actifs par ménage agricole, seul 9,0% ont un niveau primaire et 6% ont atteint le niveau secondaire (Tableau 2). Beaucoup d'adultes n'ont également pas été alphabétisés (1,09%). Ces constats montrent que malgré l'importance des dépenses publiques éducatives, une forte proportion des adultes ruraux demeure illettrée. Par conséquent, des efforts doivent être faits pour réduire énormément le taux d'analphabètes dans les tranches très jeunes de la population rurale. Si l'essentiel des dépenses publiques éducatives est concentré dans les zones urbaines, l'inégalité entre zones urbaine et rurale en termes d'accès à l'éducation va demeurer et continuera à influencer négativement la productivité dans les zones rurales. L'éducation est un investissement sur lequel le Burkina Faso peut donc compter pour accroître la productivité de ses agriculteurs. L'inquiétude qui a conduit à la réalisation de cette étude est celle qui consiste à savoir si toute forme d'éducation influence la productivité agricole des travailleurs quel que soit le domaine d'activité.

Dans les activités agricoles, l'éducation formelle est surtout vue comme une source de fuite de la main d'œuvre vers les activités non agricoles plus rémunératrices. Ainsi, pour mieux capter l'effet probable de la sortie de la main d'œuvre, nous avons spécifié l'éducation comme le nombre de membres adultes scolarisés. Les résultats montrent qu'il est utile d'accroître le niveau d'éducation des populations dans les zones rurales du Burkina Faso. L'éducation accumulée par les adultes ruraux affecte positivement leurs performances agricoles. Mais, la probabilité que l'éducation pousse à une sortie de la main d'œuvre du secteur agricole n'est pas nulle. La différence constatée dans l'effet de l'éducation sur le sorgho et le coton montre que plus les ruraux sont éduqués, moins ils se consacrent aux activités agricoles de moins en moins rentables et fortement liées aux caprices du changement climatique.

La main d'œuvre qualifiée du ménage étant orientée vers les activités les plus rentables, il est nécessaire de trouver des politiques pour stabiliser les prix des produits comme le sorgho. Sinon, la baisse continue des prix

des céréales peut conduire à une dépendance du pays vis à vis de l'extérieur pour satisfaire ses besoins alimentaires. La stabilisation des prix des céréales peut par exemple passer par la création des banques de céréales. L'accroissement du niveau d'éducation est donc nécessaire dans les zones rurales au regard du fait que cela permet d'accroître l'efficacité technique des agriculteurs. Etant donné que les productions agricoles de rentes sont les principales sources de devises extérieures pour le Burkina Faso, on peut recommander à l'Etat de veiller à ce que le niveau secondaire du système éducatif formel soit accessible aux jeunes ruraux. Pour que cela n'affecte pas négativement la production des céréales à travers la fuite de la main d'œuvre qualifiée, l'Etat doit continuer à investir dans l'alphabétisation des jeunes qui n'ont pas eu la chance d'accéder à l'école formelle.

Les résultats obtenus ici proviennent d'une analyse partielle. Ainsi, le fait de réaliser les régressions de façon individuelle et isolée ne permet donc pas de capter toutes les externalités liées à l'éducation dans la production. Pour ce faire, il est recommandé de chercher à identifier les effets de l'éducation en considérant à la fois toutes les productions agricoles du ménage.

## Références bibliographiques

**Aggey, N., Eliab, L. & Joseph, S. (2010)**, « Human Capital and Labor Productivity in East African Manufacturing Firm », *Journal of Economic Theory*, 2 : 48-54.

**Aghion, P. & Cohen E. (2004)**, « *Education et Croissance* », La documentation française.

**Aigner, D. J., Lovell, C. A. K. & Schmidt, P. (1977)**, "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Models," *Journal of Econometrics* 6: 21-37.

**Aigner, D.-J. & Chu, S.-F. (1968)**, « On estimating the industry production function », *American Economic Review*, 58 : 826-839.

**Akouwerabou, B. D. (2014)**, « *Education, allocation de la main d'œuvre et productivité agricole des ménages ruraux du Burkina Faso* », Document de Thèse non publiée, UFR-SEG, Université Ouaga 2, Burkina Faso.

**Alene, D. A. & Manyong, V. M. (2006)**, « The effects of education on agricultural productivity under traditional et improved technology in Northern Nigeria : an endogenous switching regression analysis », *Empirical Economics*, 32(1) : 141-159.

**Angris, D. J., Imbens, G. W. & Krueger, B. A. (1998)**, « Jackknife instrumental variables estimation », *Journal of Applied Econometrics*, in press.

**Appleton, S. (2000)**, « *Education and Health at the Household level in Sub-Saharan African*, Center for International Development Working Paper 33, Cambridge: Harvard University.

**Appleton, S. & Balihuta, A. (1996)**, "Education and agricultural productivity in Uganda", *Journal of International Development*, 8(3): 415-444.

**Bachta, M. S. & Chebil, A. (2002)**, « Efficacité technique des exploitations céréalières de la plaine du Sers-Tunisiel », *New Medit*, 2/2002.

- Banker, R.-D., Charnes, A. & Cooper, W.-W. (1984)**, « Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis », *Management Science*, 30 : 1078-1092.
- Bako, P. (2016)**, « *Efficacité technique des producteurs agricoles au Burkina Faso : Application de la fonction distance directionnelle et la méthode GMM* », Document de Thèse non publiée, UFR-SEG, Université Ouaga 2, Burkina Faso.
- Battese, G. E. & Coelli, T. J. (1995)**, "A Stochastic Frontier Production Function Incorporating a Model for Technical Inefficiency Effects", *Empirical Economics*, 20:325-332.
- Battese, G. E. & Coelli, T. J. (1993)**, "A stochastic frontier production function incorporating a model for technical inefficiency effects", Working Papers in Econometrics and Applied Statistics No 69, Department of Econometrics, University of New England, Armidale.
- Becker, G. S. (1964)**, « *Human Capital, A Theoretical and Empirical Analysis, With Special Reference to Education* », Columbia University Press, New York.
- Bound, J., Jaeger, D. A. & Baker R. M. (1995)**, "Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable Is Weak ", *Journal of the American Statistical Association*, 90: 443–450.
- Bravo-Ureta, B. E. & Pinheiro, A. E. (1993)**, « Efficiency Analysis of Developing Country Agriculture : A Review of the Frontier Function Literature », *Agricultural and Resource Economics Review* 22 : 88-101.
- Bravo-Ureta, B. E. & Pinheiro, A. E. (1997)**, « Technical, Economic and Allocative Efficiency in Pesant Farming : Evidence from the Dominican Republic », *The Developing Economics*, xxxv(1), 48-67.
- Cameron, A. C. & Trivedi, K. P. (2005)**, *Microeconometrics : Methods and Applications*, Cambridge University Press.
- Chebil, A., Bahri, W. & Frija, A. (2013)**, « Mesure et déterminants de l'efficacité d'usage de l'eau d'irrigation dans la production du blé dur: cas de Chabika (Tunisie) », *NEW MEDIT N*, 1 : 49-55.

**Chebil, A., Khaldi, R. & Rached, Z. (2018)**, « Effet de la taille sur l'efficacité technique des exploitations céréalières en Tunisie : cas de la Région Subhumide », *New Medit, A Mediterranean Journal of Economics, Agriculture and Environment*, 17(4) : 81-90.

**Coelli, T. (1995)**, "Estimators and Hypothesis Tests for a Stochastic Frontier Function: A Monte Carlo Analysis", *Journal of Productivity Analysis*, 6: 247-268.

**Coelli, T. & Fleming, E. (2004)**, « Diversification economies and specialisation efficiencies in a mixed food and coffee smallholder farming system in Papua New Guinea », *Agricultural Economics*, 31 : 229-239.

**Coelli, T., Rao, D. S. P. & Battese, G. E. (1998)**, « *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis* », Kluwer Academic Publishers, Boston.

**Combarry, S. O. (2017)**, « Analysing the efficiency of farms in Burkina Faso », *African Journal of Agricultural and Resource Economics*, 12(3): 242-256.

**Commission économique pour l'Afrique (2017)**, *Profil de Pays-Burkina Faso*.

**Davis, K., Nkonya, E., Kato, E., Mekonnen, D. A., Odendo, M., Miiro, M. & Nkuba, J. (2012)**, « Impact of farmer field schools on agricultural productivity and poverty in East Africa », *World Development*, 40(2) : 402-413.

**Debreu, G. (1951)**, « The Coefficient of Resource Utilization », *Econometrica*, 19(3) : 273-292.

**Dhehibi, B., Bahri, H. & Annabi, M. (2012)**, "Input and output technical efficiency and total factor productivity of wheat production in Tunisia", *African Journal of Agricultural and Resource Economics, African Association of Agricultural Economists*, 7(1) : 1-18.

**FAO (2016)**, « *Les transferts monétaires: leurs impacts économiques et productifs Données probantes tirées des programmes mis en œuvre en Afrique subsaharienne* », Document d'Orientation.

**FAO, PAM & FIDA (2019)**, « *Analyse des pertes alimentaires : causes et solutions-Etudes de cas sur le sorgho, le maïs et le niébé au Burkina Faso* », Rome, 206pp.

**Farrell, M. J. (1957)**, "The Measurement of Productive Efficiency", *Journal of the Royal Statistical Society Series A, General*, 120(3): 253-282.

**Feder, G., Just, R. & Zilberman, D. (1985)**, « Adoption of Agricultural Innovations in Developing Countries: A Survey », *Economic Development and Cultural Change*, 33(2): 255-298.

**Fried, H., Lovell, C.-A.-K. & Schmidt, P. (1993)**, « *The measurement of productive efficiency, Techniques and Applications* », England, Oxford, Oxford University Press.

**Foko, B., Ndem, F. & Reuge, N. (2004)**, « *Aspects économiques de l'efficacité externe de l'éducation au Sénégal* », UNESCO (Pôle de Dakar).

**Foster, A. & Rosenzweig, M. (1996)**, « Technical Change and Human-Capital Returns and Investments: Evidence from the Green Revolution », *American Economic Review*, 86(4) : 931-953.

**Gabrielsen, A. (1975)**, « On Estimating Efficient Production Functions », Working Paper no,

A-85, Bergen, Christian Michelsen Institute.

**Greene, W. H. (2007)**, *The Econometric Approach to Efficiency Analysis*.

**Hahn, J., Hausman, J. & Kuersteiner, G. (2001)**, « Bias corrected instrumental variables estimator for dynamic panel models with fixed effects, MIT Working Paper.

**Huffman, W. E. & McCunn, A. (2000)**, "Convergence in U,S, Productivity Growth for Agriculture: Implications of Interstate Research Spillovers for Funding Agricultural," *American Journal of Agricultural Economics*, 82: 370-388.

**Hussain, S. S. (1989)**, *Analysis of Economic Efficiency in Northern Pakistan : Estimation, Causes et Policy Implications*, Ph,D dissertation, University of Illinois.

**Jamison, T. D. & Lau, I. L. (1982)**, "Farmer education and farm efficiency", Baltimore, MD: The Johns Hopkins University Press, 1982, 292 pp.

**Jondrow, J., Lovell, C.-A.-K., Materov, I.-N. & Schmidt, P. (1982)**, « On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model », *Journal of Econometrics*, 19 : 233-238.

**Kalirajan, K. (1981)**, « The Economic Efficiency of Farmers Growing High-Yielding, Irrigated Rice in India », *Agricultural and Applied Economics Association*, 63(3): 566-570.

**Koopmans, T. C. (1951)**, « Efficient Allocation of Resources », *Econometrica*, 19(4) : 455-465.

**Kumbhakar, S. C., Ghosh, S., & McGuckin, J. T. (1991)**, A Generalized Production Frontier Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in U,S, Dairy Farms, *Journal of Business & Economic Statistics*, 9(3) : 279-286.

**Kumbhakar, S. C. & Tsionas, E. G. (2005)**, "Estimation of stochastic frontier production functions with input-oriented technical efficiency", *Journal of Econometrics*, 133: 71–96.

**Lee, Y. H. (2005)**, "A stochastic production frontier model with group-specific temporal variation in technical efficiency", *European Journal of Operational Research*, 174: 1616–1630.

**Liu, Y. & Myers, R. (2009)**, "Model selection in stochastic frontier analysis with an application to maize production in Kenya", *Journal of Productivity Analysis*, 31: 33–46.

**Lucas, R. (1988)**, « On The Mechanics of Economic Development », *Journal of Monetary Economics*, 22(1) : 3-42.

**Ministère de l’Agriculture et de l’Hydraulique (2008)**, «*Evolution du secteur agricole et des conditions de vie des ménages au Burkina Faso*», Ouagadougou: Service des statistiques agricoles.

**Nchare, A. (2007)**, *Analysis of Factors Affecting the Technical Efficiency of Arabica Coffee Producers in Cameroon*, African Economics Consortium, Nairobi, AERC Research paper 163.

**Nelson, C. & Startz, R. (1990)**, «The Distribution of the Instrumental Variables Estimator and Its t-Ratio When the Instrument Is a Poor One », *The Journal of Business*, 63(1): S125-40.

**Ngom, C. A. B., Sarr, F., & Fall, A. A. (2016)**, « Mesure de l'efficacité technique des riziculteurs du bassin du fleuve Sénégal », *Économie rurale* (5) : 91-105.

**Nuama, E. (2004)**, « Mesure de l'efficacité technique des agricultrices de cultures vivrières en Côte-d'Ivoire », *Economie Rurale*, No. 296, Novembre-décembre : 1-16.

**Ondrich, J. & Ruggiero, J. (1999)**, "Efficiency measurement in the stochastic frontier model", *European Journal of Operational Research*, 129(2001): 434-442.

**Ozden, A. & Dios-Palomares, R. (2016)**, « Is the olive oil an efficient sector? A meta frontier analysis considering the ownership structure », *New Medit*, 15(3) : 2-9.

**Pardey, P. G., Roseboom, J. & Craig, B. J. (1999)**, «Agricultural R&D investments and impacts », In *Paying for agricultural productivity*, edited J, M, Alston, P, G, Pardey, and V, H, Smith, Baltimore: Johns Hopkins University Press.

**Phillips, G. D. A. and Hale, C. (1977)**, "The Bias of Instrumental Variable Estimators of Simultaneous Equation Systems", *International Economic Review*, 18: 219–228.

**Phillips, J. M. (1987)**, "A Comment on Farmer Education and Farm Efficiency: A Survey", *Economic Development and Cultural Change*, 35(3): 637-644.

**Phillips, J. M. & Marble, P. R. (1986)**, « Farmer education and efficiency: a frontier production function approach », *Economics of Education Review*, 5(3) : 257-264.

**Pudasaini, S. P. (1983)**, "The Effects of Education in Agriculture: Evidence from Nepal", *American Journal of Agricultural Economics*, 65(3): 509-515.

**Ram, R. & Singh, R. (1988)**, "Farm households in rural Burkina Faso: some evidence on allocative and direct returns to schooling and male-female labor productivity differentials", *World Development*, 16: 419-424.

**Sarfraz, H. & Bashir, A. (2005)**, "Stochastic Frontier Production Function: Application and Hypothesis Testing", *International journal of agriculture and biology*, 1560–8530: 427–430.

**Savadogo, K., Combarry, O. S., & Akouwerabou, D. B. (2016)**, « Impacts des services sociaux sur la productivité agricole au Burkina Faso: approche par la fonction distance output », *Mondes en développement*, (2) : 153-167.

**Savadogo, K., Reardon, T. & Pietola, K. (1998)**, "Adoption of Improved Land use technologies to Increase Food Security in Burkina Faso: Relating Animal Traction, Productivity, and Non-Farm Income", *Agricultural Systems*, 58(3): 441-464.

**Schultz, T. (1999)**, "Health and Schooling Investments in Africa", *Journal of Economic Perspectives*, 13: 67-88.

**Schultz, T. (1964)**, « Transforming Traditional Agriculture », *The Economic Journal*, 74(296) : 996-999.

**Sena, V. (1999)**, « Stochastic Frontier Estimation: A Review of the Software Options », *Journal of Applied Econometrics*, 14(5) : 579-586.

**Trouche, G., Vom Brocke, K., Temple, L. & Guillet, M. (2016)**, « Analyse de l'impact des programmes de sélection participative du sorgho conduits au Burkina Faso de 1995 à 2015 », Rapport final Impres Cirad.

**Tsionas, E. G. (2002)**, "Stochastic Frontier Models with Random Coefficients", *Journal of Applied Econometrics*, 17: 127-147.

**UNESCO/BREDA & Pôle de Dakar (2004)**, « *Education et approches sous-régionales en Afrique : Etat des lieux des systèmes et politiques éducatives de base* ».

**Wang, H. J. & Schmidt, P. (2002)**, "One-Step and Two-Step Estimation of the Effects of Exogenous Variables on Technical Efficiency Levels", *Journal of Productivity Analysis*, 18: 129–144.

**Weir, S. (1999)**, "The effects of education on farmer productivity in rural Ethiopia", Centre for the Study of African Economies Working Paper, University of Oxford, Oxford.

**Welch, F. (1970)**, "Education in Production", *Journal of Political Economy*, 78(1): 35-59.

**Wooldridge; J. M. (2016)**, "*Introductory Econometrics: A Modern Approach*", 6<sup>th</sup> edition, Michigan State University, CENGAGE Learning.

**Yakété-Watonnoubena, J.-C. P. & Mbetid-Bessane, E. (2019)**, « Education, un déterminant de la productivité agricole en République Centrafricaine », *Afrique SCIENCE*, 15(4): 51-59.

**Yotopoulos, A. P. & Lau, J. L. (1973)**, «A Test for Relative Economic Efficiency: Some Further Results», *American Economic Review*, 63(1): 214-223.

**Young, D. & Deng, H. (1999)**, "The effects of education on early-stage agriculture: some evidence from China", *Applied economics*, 31: 1315-1323.

**Zonon, A. (2003)**, « *Education et productivité des agriculteurs, Cas des producteurs du Burkina Faso* », UEPA, Dakar, 50 p.

**Zonon, A. (1998)**, «*Analyse comparée de l'efficacité de la production céréalière au Burkina*

*Faso: cas de quatre zones agroalimentaires*», Thèse de doctorat de 3<sup>e</sup> cycle en sciences économiques, FSEG, CIRES, Abidjan.

**Annexes****Tableau 1** : Les outputs agricoles et leurs statistiques sur la période 2004-2015 d'une part et l'année 2011 d'autre part

<b>Vivriers</b>	<b>Sorgho</b>	<b>Maïs</b>	<b>Mil</b>	<b>Riz</b>	<b>Niébé</b>
<b>Moyenne nationale (en t)</b>	1629133,92	1069472	1046112,92	214013,83	483433,83
<b>Proportion des ménages qui n'ont pas produit la spéculation (%)</b>	21,06	57,48	46,67	86,16	65,05
<b>Moyenne échantillon (2011) en Kg<sup>2</sup></b>	890,28	730,61	425,44	80,1	62,21

**Suite Tableau 1**

<b>Rente</b>	<b>Coton</b>	<b>Arachide</b>	<b>Sésame</b>	<b>Soja</b>
<b>Moyenne<sup>1</sup> en tonne</b>	633071	297513,33	96406,5	16313
<b>Proportion des ménages qui n'ont pas produit la spéculation (%)<sup>2</sup></b>	36,02	48,54	88,57	95,23
<b>Moyenne échantillon (2011) en Kg<sup>2</sup></b>	1883,9	83,1	20,31	-

**Source:** <sup>1</sup> Annuaire statistique de l'INSD, 2015 et <sup>2</sup>PNGT-2, 2011.

**Tableau 2: Statistiques descriptives des variables des modèles d'analyse**

Variables	Moyenne	Std, Dev,	Min	Max
neducpr	0,59	1,06	0	9
neducsec	0,09	0,38	0	6
alpha	1,09	1,65	0	22
alphahh	0,17	0,37	0	1
agehh	49,72	15,32	-	106
mspact	0,16	0,43	0	4
ratiod	1,48	0,89	0	10,5
educhh	0,09	0,28	0	1
lsupsor	0,36	0,95	-4,61	3,71
lsupcot	0,75	0,87	-1,43	3,55
tcfanet	10576,98	74124,74	-950000	1159800
lk	7,31	3,85	0	14,26
ldlab	3,68	4,40	0	12,77
ldhlab	2,59	4,23	0	12,92
accredit	0,34	0,47	0	1
actnbr	4,14	3,06	0	41

**Source:** Données du PNGT-2, 2011.

**Tableau 5 :** Test d'hypothèse sur la validité de la forme fonctionnelle du modèle de la frontière stochastique du sorgho

N° du test	Hypothèse nulle	Ratio de Vraisemblance	Stat, du chi-deux	Décision
1	$H_0 : \gamma = \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \dots = \delta_8 = \delta_9 = \delta_{10} = 0$	19511,36	26,22	Rejet $H_0$
2	$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 \dots = \delta_8 = \delta_9 = \delta_{10} = 0$	18645,2	20,09	Rejet $H_0$
3	$\gamma = 0$	19269,91	6,64	Rejet $H_0$
4	$H_0 := \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = 0$	23388,8	20,09	Rejet $H_0$

**Source :** Estimation de la frontière à l'aide des données du PNGT2, 2011

**Tableau 6** : Test d'hypothèse sur la validité de la forme fonctionnelle du modèle de la frontière stochastique du Coton

N° du test	Hypothèse nulle	Ratio de Vrais-emblance	Stat du chi-deux	Décision
1	$H_0 : \gamma = \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = \delta_8 = 0$	120,686	26,22	Rejet $H_0$
2	$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = \delta_8 = 0$	49,45	20,09	Rejet $H_0$
3	$\gamma = 0$	1,984	6,64	Oui $H_0$
4	$H_0 := \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = 0$	122,75	20,09	Rejet $H_0$

**Source** : Estimation de la frontière à l'aide des données du PNGT2, 2011.

**Tableau 7** : Résultats du test de multicolinéarité (statistique VIF) des variables explicatives du modèle de la valeur ajoutée.

neducpr	VIF	1/VIF
ratiod	2,48	0,40
agehh	1,96	0,51
ldhlab	1,66	0,60
actnbr	1,64	0,61
alpha	1,59	0,62
lk	1,46	0,68
ldlab	1,40	0,71
neducsec	1,30	0,77
tefanet	1,19	0,83
leduchh	1,18	0,84
accredit	1,18	0,84
mspact	1,15	0,87
<b>Moyenne VIF</b>	1,52	

**Source** : Calculs à partir des données du PNGT-2, 2011.