

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).

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 (66 numéros) sont disponibles en version électronique sur le site web du CEDRES 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

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

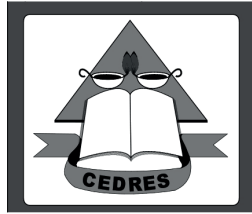
Pr Gnderman SIRPE, Université Ouaga II

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

REVUE CEDRES-ETUDES

Revue Economique et Sociale Africaine

REVUE CEDRES-ETUDES N°67

Séries économie

1^{er} Semestre 2019

Effets de l'éducation sur la productivité agricole : une analyse comparée des exploitations du coton, de maïs et de sorgho dans la zone de l'ouest du Burkina Faso

Daniel SANON

*Enseignant-Chercheur, UFR Sciences Juridiques, Politiques, Économiques et Gestion,
Université Nazi Boni, Burkina Faso, dani_shiara@yahoo.fr, (+226) 70 94 09 77.*

Résumé

A l'aide d'une fonction de production dynamique de type translog et de données de panel, cet article a analysé les effets de l'éducation sur la productivité des exploitations agricoles dans la zone de l'Ouest du Burkina Faso. Les résultats montrent que l'éducation est productive en agriculture mais que les cultures réagissent différemment à elle. L'éducation tend à être plus productive pour les cultures exigeantes et soumises à des innovations et qui, en générale, sont considérées comme stratégiques du point de vue des producteurs. C'est le cas du coton et du maïs. En moyenne, une année supplémentaire d'éducation améliore le rendement de la production de coton de 0,52% contre 0,07% pour le maïs. Cependant, elle fait baisser le rendement du sorgho de 0,08%. Ces résultats suggèrent que les décideurs devraient travailler davantage à rendre accessible les services d'éducation aux ménages ruraux, notamment aux chefs d'exploitations qui sont les décideurs en dernier ressort. En outre, les politiques en faveur du secteur agricole notamment les politiques de formation devraient être différenciées par type de culture.

Abstract

With the help of a dynamic function production of translog type and panel data, this article has analyzed the educational effects on the productivity of the agricultural exploitations in the area of the West of Burkina Faso. The results show that education is productive in agriculture; however, the crops react differently towards it. The education tends to be more productive for the demanding crops which are submitted to innovations and which are, by and large, considered as strategic from the producer point of views. This is the case of the cotton and the corn. In average, one additional year of the education improves the productivity of the cotton of about 0.52% against 0.07% for the corn. However, it decreases sorghum productivity of about 0.08%. These results suggest that the deciders should work more in order to make accessible the education services to the rural households, mainly, to exploitation heads who are the deciders in the last instance. Furthermore, the policies in

favor of the agricultural sector, in particular the policies of training, should be differentiated by type of crops.

Mots-clés : Education, productivité agricole, GMM, Ouest du Burkina Faso

Classification JEL : *I21 ; O13 ; O55 ; Q16*

1 Introduction

Le Burkina Faso fait partie des pays africains au Sud du Sahara où la productivité agricole est la plus faible au monde (Pardey et al.,1999). Ceci implique qu'il génère moins de richesses surtout lorsqu'on sait que l'agriculture est sa principale activité économique. Pour la plupart des spécialistes, le niveau plutôt bas du niveau d'éducation des producteurs est une des causes de la faible efficacité de la production agricole. C'est pourquoi, conscientes du rôle important de ce facteur dans le développement, les autorités politiques du pays ont mis en œuvre des politiques, programmes et projets tels que le Cadre Stratégique de Lutte contre la Pauvreté, la Stratégie de Croissance Accélérée pour le Développement Durable et plus récemment le Plan National de Développement Economique et Social qui accordent une place de choix à l'amélioration du capital humain pour accroître la productivité de la main-d'œuvre et réduire la pauvreté. Malgré tous les efforts déjà consentis, le secteur agricole n'a pas enregistré de rendements élevés. On a par contre constaté que sa contribution 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) de même qu'en 2012 (Ministère de l'Economie et des Finances [MEF], 2014) et que les populations rurales continuent d'être ceux qui concentrent le plus haut taux de pauvreté¹; ce qui suscite la question suivante : le capital humain est-il rentable en agriculture au Burkina Faso ?

¹ 9 personnes vivant en-dessous du seuil de pauvreté sur 10 vivent en milieu rural (Plan national de développement économique et social [PNDES] 2016-2020)

Les théoriciens de l'économie du travail soutiennent que l'accumulation du capital humain est censée accroître la productivité des travailleurs quel que soit le secteur économique dans lequel ils exercent (Lucas, 1988). Pour Schultz (1975), l'éducation est un actif très important dans la production agricole et son effet est d'autant plus important que l'environnement dans lequel elle joue est à rapide mutation technologique. L'idée de base qui sous-tend cette assertion vient du fait qu'une réponse appropriée au changement technologique en agriculture nécessite la collecte et le traitement de l'information pour lesquels les producteurs éduqués sont plus aptes que les non éduqués. Dans ces conditions, l'éducation affecte la productivité agricole par l'amélioration des compétences du producteur et de sa capacité managériale, par l'accroissement de sa propension d'adoption de nouvelles technologies ainsi que sa capacité à choisir une combinaison plus optimale de produits, d'intrants, de pratiques agricoles dans le court terme et le renforcement de l'échelle des opérations dans le long terme (Welch, 1970).

Toutefois, malgré la dynamique d'environnement agricole changeant constatée ces dernières décennies dans les pays en développement où technologies, terres, produits et marchés sont en pleines transformations (MECV, 2011 ; Savadogo et al., 1994), les études empiriques réalisées dans ces pays aboutissent à des résultats controversés de l'effet de l'éducation sur la productivité agricole. Une revue de plusieurs études en Asie et en Europe réalisée par Coltear (1990) et Tilak (1993) montre un effet positif de l'éducation sur la productivité agricole. Par contre, les résultats empiriques de celles effectuées en Afrique sont mitigés (Appleton, 2000). Appleton et Balihuta (1996) relèvent que la plupart des études réalisées en Afrique n'ont pas révélé d'effet significatif de l'éducation sur la production agricole. Si ces auteurs n'ont pas explicitement attribué cette difficulté aux problèmes de méthode d'analyse employée, ils ont tout de même suggéré des raisons probables telles que la petitesse de la taille des exploitations, les erreurs de mesures et le système productif utilisé. Ces raisons ne justifient pas suffisamment la controverse dans la mesure où, dans ces mêmes conditions, en utilisant

les moindres carrés ordinaires pour déterminer l'effet de l'éducation sur la production agricole, Zonon (2003) au Burkina Faso trouve un effet positif et significatif tandis que Gurgand (1993) en Côte d'Ivoire conclut à un effet négatif ou nul. D'autres raisons sont donc à identifier.

Une des raisons probables est le choix de la culture qui fait l'objet d'analyse par le chercheur. Pour étudier l'effet du capital humain en agriculture, le chercheur opte le plus souvent pour certaines cultures selon ses besoins ou la disponibilité de données. Pourtant, il est démontré que suivant ses caractéristiques socio-économiques, les ménages, pour parer à des risques éventuels, développent des stratégies qui portent souvent sur le choix du type de culture à emblaver. Par exemple, il a pu être observé que les ménages pauvres, face à l'incertitude, produisent en plus de leur spéculation stratégique, des cultures à faibles rendements mais moins vulnérables à des conditions climatiques défavorables. Au contraire, les ménages riches se concentrent sur une culture à haute technologie et à haut rendement (Larson et Plessman, 2002). Lorsque le producteur développe ce type de stratégie et que la culture analysée par le chercheur est différente de celle considérée comme stratégique par le producteur, le faible degré d'intéressement de ce dernier à la culture analysée peut conduire à occulter l'effet du capital humain qui aurait pu être révélé si la culture stratégique était analysée. En outre, en utilisant la technique du matching, Kaboré (2010) trouve que globalement, le capital humain accroît en moyenne la productivité agricole du mil, de l'arachide et du coton mais pas celle du sorgho blanc et du riz que le mode de pratique culturelle soit moderne ou traditionnel tandis qu'il n'influence positivement la culture du maïs que lorsque la pratique culturelle est moderne. Pour Stessens (2002), la nature exigeante en capacité de gestion mais également en main-d'œuvre, la complexité et le caractère fastidieux et l'extériorité que présentent les techniques proposées, de même que la grande rigueur requise dans leur exécution font que la culture du coton, de l'arachide, du mil et du maïs en environnement moderne n'est pas perçue comme facile. De ce fait, le niveau d'éducation des individus aide à surmonter les difficultés liées à l'adoption de ces cultures et des pratiques agricoles appropriées. Par ailleurs, pour Blundell

et Bond (1998), la mesure de l'impact de l'éducation sur la productivité des individus engendre des difficultés économétriques. Cette assertion est corroborée par Maluccio (1998) qui trouve que les rendements de l'éducation sont biaisés vers le bas quand on ignore l'endogénéité de l'éducation mais augmente de plus de 60 % quand l'éducation est endogénéisée. Ceci illustre bien la nécessité d'investiguer davantage sur les effets de l'éducation des producteurs sur leur productivité en Afrique.

La présente étude vise à tester, en contrôlant l'endogénéité, l'hypothèse selon laquelle l'éducation est productive en agriculture mais son effet varie suivant les cultures. Elle porteur un panel d'exploitations de coton, de maïs et de sorgho observé sur les campagnes agricoles de 2004 à 2006 au Burkina Faso. Les données de panel permettent d'étudier certaines questions impossibles à traiter en coupe transversale ou en séries temporelles. C'est le cas du problème d'identification des effets liés aux rendements d'échelle de ceux liés aux progrès technique lorsque la frontière de production se déplace. L'article utilise pour l'estimation, la méthode des moments généralisés (GMM) qui intègre le problème de biais d'endogénéité et ne nécessite pas de poser des hypothèses fortes sur la distribution des variables ou sur le processus générateur des données (Greene, 2011). La suite de l'article est structurée en six parties : la première partie modélise la relation théorique entre éducation et productivité. La seconde partie expose la méthode d'analyse économétrique employée. La troisième partie présente les données et les statistiques descriptives. La quatrième partie présente les résultats des estimations économétriques des effets de l'éducation sur la productivité agricole. La cinquième partie discute les résultats obtenus. La dernière partie conclut.

2 Développement du modèle théorique

La stratégie communément utilisée pour apprécier le rendement d'un investissement en capital humain est de considérer comment il affecte la productivité. La théorie du capital humain développée par Schultz (1961) et Becker (1975) stipule que le capital humain contribue à accroître les capacités productives de la main d'œuvre de la même manière que

l'investissement en technologie de pointe permet d'augmenter la productivité du capital physique. Suivant cette théorie, le capital humain est lié à la productivité par la relation

$$y = f(x, H)(1)$$

Où y est une mesure de la productivité, x le vecteur des inputs acquis sur le marché, H une mesure du capital humain, $f(.)$ une forme fonctionnelle.

L'estimation de tel modèle est importante dans les prises de décision et dans l'allocation des ressources. Toutefois, le cœur du problème réside dans l'interprétation de la relation positive entre le capital humain et la productivité. La question est de savoir si, comme le supposent les estimations conventionnelles, le coefficient du capital humain (acquis) dans les fonctions de production mesure son effet réel sur la productivité ou s'il existerait d'autres facteurs non identifiés qui, soit sous-estiment, soit surestiment cet effet. Cette hypothèse est soutenue par de nombreux chercheurs (Hausman et *al.*, 1984; Griliches, 1977) qui montrent que l'analyse du capital humain est sujette à d'importants problèmes d'identification dont la modélisation permet de mieux appréhender leur portée. Pour le montrer, considérons l'écriture suivante du modèle (1):

$$y = a_0 + a_1x + \rho H + \eta(2)$$

avec η le terme d'erreur, a_i et ρ des paramètres.

Si un des régresseurs de ce modèle est endogène, l'estimation par les moindres carrés du vecteur des paramètres est biaisé et non convergent même quand la taille de l'échantillon est démesurément grande. Ce qui est probablement le cas dans les modèles qui intègrent le capital humain, notamment la variable éducation. En effet, on sait que dans le modèle (2), H agit sur y mais il peut exister des variables corrélées avec H et affectant y . C'est par exemple le cas des aptitudes intrinsèques des agents qui sont non observables et qui peuvent poser deux situations : soit ces aptitudes n'ont aucun lien avec les autres variables explicatives

observables notamment H , soit le lien existe. Dans le premier cas, les estimateurs habituels peuvent être robustes. Mais dans le second (cas le plus probable dans cette étude), si les aptitudes sont exclues de l'équation, leurs effets sont captés par le terme d'erreur η . En d'autres termes, l'équation (2) contient un problème : le terme d'erreur η est corrélé avec la variable H de manière que la condition $E(H, \eta) = 0$ nécessaire pour une bonne identification du paramètre ρ est compromise. H est ainsi endogène. Il s'ensuit que le coefficient ρ dans l'équation (2) n'est pas identifiable. De manière générale, ces problèmes d'identification surviennent lorsque des variables sont mesurées avec erreurs, ou omises de l'équation ou encore en cas de simultanéité.

Pour résoudre le problème de l'identification c'est-à-dire pour que ρ de l'équation (2) soit identifiable, il faut arriver à en éliminer l'effet des facteurs omis de manière à rendre les variables explicatives toutes exogènes. Un des moyens pour y parvenir est de chercher une variable z remplissant les deux conditions suivantes :

- i) $cov(z, \eta) = 0$
- ii) z est partiellement corrélée avec le vecteur des variables explicatives du modèle de sorte qu'une projection linéaire de la variable H sur les variables exogènes donne :

$$H = \alpha x + \beta z + \mu \text{ avec } \beta \neq 0 \quad (3)$$

En intégrant (3) dans (2) on trouve la forme réduite de l'équation (2) :

$$y = \theta_0 + \theta_1 x + \theta_2 z + \mathcal{E} \quad (4)$$

$$\text{Avec } \theta_0 = a_0, \theta_1 = a_1 + \rho\alpha, \theta_2 = \rho\beta \text{ et } \mathcal{E} = \rho\mu + \eta$$

On montre que dans cette forme, l'erreur \mathcal{E} est non corrélée avec les variables explicatives x et z . Par conséquent, les estimateurs des θ_i sont convergents.

Dans les études consacrées à l'explication de la productivité, la forme fonctionnelle du modèle 1 la plus largement utilisée est la forme Cobb

Douglas. Cependant, il s'agit en même temps d'une forme assez restrictive puisqu'elle est fondée sur l'hypothèse que les facteurs de production sont substituables². En outre, elle ne permet pas de saisir correctement le type de relation qui existe entre les variables explicatives. L'utilisation d'une forme translogarithmique permet de s'affranchir de ces restrictions (Christensen et *al.*, 1973). Avec cette forme, les élasticités des inputs, de substitution ainsi que les rendements d'échelle ne sont plus fixés à priori. Elle s'adapte bien à la présente étude car elle permet de saisir les effets simples et les effets croisés des différents inputs notamment ceux caractérisant le capital humain. La formulation générale dynamique des fonctions translog est donnée par :

$$\ln y_{it} = \lambda \ln y_{it-1} + \beta' \ln X_{it} + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Avec y_{it} une mesure de la productivité, X_{it} les variables explicatives, \ln le logarithme népérien, λ et β' les paramètres à estimer, ε_{it} les aléas. α_i et δ_t sont respectivement les effets spécifiques individuels et temporels.

Dans l'analyse de la relation entre éducation et productivité, les effets spécifiques les plus mentionnés par la littérature portent sur le talent qui détermine aussi bien la productivité que la réussite scolaire. Cette situation rend difficile la distinction dans la productivité par les méthodes traditionnelles ce qui est lié au talent de ce qui découle de l'éducation. Il existe plusieurs méthodes pour traiter économétriquement ce problème parmi lesquelles, l'utilisation de mesures supposant représentées le facteur inobservable, l'utilisation de jumeaux monozygotes, la méthode instrumentale. Dans cette étude, il est utilisé la méthode d'estimation des variables instrumentales notamment l'approche par la méthode des moments généralisés (GMM) de Blundell et Bond (1998). Cette technique a l'avantage d'intégrer le biais d'endogénéité qu'il soit lié à la causalité inverse ou à la simultanéité (Chinn et Ito, 2002; Baltagiet *al.*, 2009) ou à l'omission de variables (Doudjidingao, 2009). Elle a l'avantage d'exploiter toutes les conditions d'orthogonalité qui existent entre la variable retardée endogène et le terme d'erreur. En outre, elle permet de générer des estimateurs efficaces en panel dynamique pour

² Dans le cas par exemple d'une fonction à deux inputs, on a une élasticité de substitution unitaire.

des analyses portant sur de courtes périodes (T petit) et même en présence d'erreurs de mesure (Bond et al., 2001).

3 Modèle empirique

La méthode GMM de Blundell et bond (1998) génère ses instruments de son équation en différence première et les utilise pour estimer le modèle à niveau à la condition que les instruments générés soient non corrélés aux effets spécifiques ou au terme d'erreur. L'estimation est donc faite simultanément sur le modèle translog dynamique à niveau et sur sa différence première :

$$\begin{cases} \ln y_{it} = \lambda \ln y_{it-1} + \beta' \ln X_{it} + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \\ \Delta \ln y_{it} = \lambda \Delta \ln y_{it-1} + \beta' \Delta \ln X_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \end{cases} \quad (6)$$

L'approche pratique de l'estimateur GMM exige de tenir compte de la formulation suivante de l'équation à niveau du modèle (6) :

$$\ln y_{it} = \lambda \ln y_{it-1} + \beta' \ln x_{it} + \rho \ln z_{it} + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Avec y_{it} le rendement agricole (*rdm*) en kilogramme au cours d'une campagne agricole. La matrice x_{it} des variables endogènes comprend : i) la variable retardée de la variable expliquée (y_{it-1}) ; ii) l'éducation (*edu*) mesurée par le nombre moyen d'année d'éducation de l'ensemble des actifs du ménage ayant travaillé sur une exploitation et l'ensemble des termes croisés l'incluant³; iii) la morbidité (*morb*), variable faiblement exogène mesurée par le nombre moyen de jours de maladie d'un membre du ménage avec l'hypothèse que celui-ci ne travaille pas les jours où il est malade. La matrice des variables exogènes z_{it} comprend : i) la main d'œuvre (*mo*) mesurée en homme-jour par hectare utilisée dans les différentes opérations culturales d'une campagne agricole; ii) les engrais chimiques (*engch*) mesurés par les quantités de NPK et d'Urée en

³L'éducation, même si elle est prédéterminée, est une variable de choix, pouvant ainsi être affectée par un biais d'endogénéité (Griliches, 1977). Par ailleurs, toute combinaison de variables incluant une variable endogène est endogène (Wooldwidge, 2002).

kilogramme appliquées par hectare au cours d'une campagne agricole ;iii) *les traitements chimiques (tch)* mesurés par le nombre de litres de pesticides appliqués par hectare; iv) *la fumure organique (fum)* mesurée par le nombre moyen de charrettes d'intrants organiques épandu par hectare; v) *l'expérience (exp)* approximée par l'âge du chef d'exploitation ; vi) *une variable muette (dum_z)* utilisée pour contrôler les conditions climatiques et géologiques liées aux deux zones agro-écologiques qui couvrent la zone d'étude. Elle vaut 1 si l'exploitation est dans une zone agro-écologique de type nord soudanien et 0 si non. La mise en œuvre du modèle nécessite que l'on dispose de données sur les exploitations agricoles.

4 Données et analyse descriptive

4.1 Présentation de la zone d'étude

La zone de l'Ouest du Burkina Faso est à l'image du pays une zone pauvre. Près de 48 % des pauvres du pays s'y trouvent (INSD, 2013). Elle occupe 34,9 % de la superficie totale du pays et représente 41% de la superficie totale cultivée en 2011 (DGPER, 2012). Elle couvre administrativement quatre des treize régions administratives du pays : les Haut-Bassins, les Cascades, la Boucle du Mouhoun et le Sud-Ouest. Elle est couverte par deux zones agro-écologiques : la zone nord soudanienne et la zone sud soudanienne lesquelles se différencient dans les conditions climatiques, géologiques ou d'opportunités suivant les cultures. Par exemple, la pluviométrie annuelle se situe entre 700 à 900 mm dans la zone nord soudanienne alors qu'elle dépasse 900 mm dans la zone sud soudanienne et peut même aller au-delà de 1200 mm.

Les deux zones sont toutes deux agropastorales à dominante agricole. Le système de production agricole dominant est de type mixte coton-céréales faisant bénéficier les céréales des privilèges techniques accordés au coton dans une dynamique d'assolement des cultures. Les principales cultures emblavées dans le système sont le sorgho qui représente environ 33,3 % des superficies totales cultivées contre 26,8 % pour le coton et environ 20,73 % pour le maïs (FAO-INERA, 2004). Si le sorgho est

résistant et moins exigeant en termes de traitement et de conditions agro-climatiques, le coton et le maïs en sont sensibles.

Sur le plan éducationnel, la zone d'étude, même légèrement plus nantis comparativement aux autres localités du pays reste faiblement dotée en capital humain. Les taux d'instruction de la population âgée de 6 ans et plus sont relativement plus élevés dans les régions de la zone. Ils se situent en moyenne autour de 27,53% (dont 57,3% en milieu urbain et 19,85% en milieu rural) contre 10,4% dans la région du Sahel (région à plus faible taux) et 61,8% dans celle du centre (région à taux le plus élevé) (Kobiané et Bougma, 2009).

4.2 Présentation des données et des statistiques descriptives

Les données utilisées sont tirées de la base de données du Programme National de Gestion des Terroirs phase 2 (PNGT2) et sont relatives à la zone de l'Ouest du Burkina Faso. Elles couvrent la période de 2004 à 2006. Au total, un panel fixe de 2226 observations est utilisé dans le cadre de l'étude. 20,44 % de cette base de données concerne le coton, 35,35 % le maïs et 44,20 % le sorgho (Tableau 1). Toutefois, il existe une disparité selon les zones agro-écologiques. Il ressort du Tableau 1 en effet, que le sorgho est à dominance emblavé dans la zone Sud soudanienne (70,08 % des ménages) alors que c'est le maïs qui est le plus emblavé par les ménages de la zone Nord soudanienne (38,64 %).

Tableau 1 : Distribution des ménages par type de spéculation pratiquée et par zone agro-écologique (%)

	<i>Zone Nord Soudan.</i>	<i>Zone Sud Soudan.</i>	<i>Ensemble</i>
Coton	25,62	13,79	20,44
Maïs	38,64	16,13	35,35
Sorgho	35,74	70,08	44,20
Total	100	100	100

Source : Nos calculs à partir des données de l'enquête PNGT2, 2004-2006

L'exploitation avancée des données collectées (tableau 2) fait ressortir que le sorgho est la spéculation la moins productive. Il enregistre

un rendement moyen annuel de 795,22 kg/ha sur la période d'étude contre 1040 et 1137 kg/ha respectivement pour le coton et le maïs. Le maïs pourrait être la spéculative la plus productive et à même de juguler la question de l'insécurité alimentaire s'il bénéficiait des mêmes privilèges accordés au coton.

Le tableau 2 indique également que le coton est relativement le plus intensif en main d'œuvre. En moyenne, une exploitation cotonnière utilise annuellement 96,60 hommes/jour/ha de travail alors que le maïs n'en utilise que 69,23 hommes/jour/ha et le sorgho 30,09 hommes/jour/ha. Le faible niveau d'équipement des producteurs en général combiné à la nature exigeante du cotonnier, le nombre élevé d'opérations culturales dont bon nombre sont nécessairement intensives en main d'œuvre pourraient expliquer ces différences dans l'utilisation de la main d'œuvre en faveur du coton. Cette dernière semble être moins sujette à des maladies dans les exploitations de sorgho et de maïs que dans celles de coton. Alors que le nombre de jours perdus pour cause de maladie se situe en moyenne autour de 19, les actifs des exploitations de coton enregistrent annuellement plus de 23 jours d'invalidité comparativement à ceux travaillant dans les exploitations de maïs ou de sorgho qui enregistrent respectivement par an 19,01 et 16,06 jours non travaillés pour cause de maladie.

Il ressort également du tableau 2, que les exploitations agricoles sont dirigées par des chefs relativement âgés avec en moyenne 43 ans et ayant un niveau d'éducation faible. Plus de 25% des chefs d'exploitation de notre échantillon n'ont pas fréquenté. Par ailleurs, il y a plus de chefs d'exploitation cotonnière éduqués (28,43%) que de maïsiculteurs (26,91%) ou de producteurs de sorgho (21,40%). Toutefois, les chefs d'exploitation éduqués ont eu en moyenne juste 1,08 année de scolarisation, le strict minimum pour savoir lire, écrire et compter. A l'échelle nationale, le nombre d'année moyen de scolarisation est évalué à 1,3 an (PNUD, 2013).

Les agriculteurs de l'échantillon utilisent les fertilisants mais pas selon les quantités techniquement recommandées⁴. Toutefois, les cotonculteurs en sont plus proches que les autres agriculteurs. En effet, un producteur de coton utilise en moyenne environ 121 kg de NPK, 46 kg d'Urée, 6 litres de produits phytosanitaires (herbicides/insecticides) et moins d'une charretée de fumure organique par hectare de terre emblavée contre 95 kg de NPK, 33 kg d'Urée, 3 litres de produits phytosanitaires (herbicides/insecticides) et 3 charretées de fumure organique dans une exploitation de maïs. Hormis la fumure organique pour laquelle 3 charretées sont utilisées, moins de la moitié des quantités appliquées des autres intrants dans les exploitations de coton et de maïs est utilisée dans celles de sorgho. Les niveaux élevés d'utilisation de fertilisants chimiques dans les exploitations de coton sont probablement dus à l'accompagnement technique, matériel et au système de crédit dont bénéficie ce secteur de la part des sociétés cotonnières telles que la Sociétés des Fibres Textiles (SOFITEX) et ses partenaires. Le non-respect des dosages dans les exploitations cotonnières malgré cet accompagnement s'explique par le fait de détournement des intrants coton en faveur de la culture céréalière notamment la culture du maïs (MAHRH, 2011).

Globalement, il ressort de ces analyses que la culture cotonnière fait l'objet de pratiques plus intensives que les autres avec des taux d'application d'intrants chimiques plus importants. En revanche, le recours aux amendements organiques, encore peu développé et marginal est plus souvent affecté aux cultures vivrières.

Tableau 2: Caractéristiques moyennes des exploitations de 2004 à 2006

⁴Techniquement, il est recommandé d'utiliser en termes de dosage, 3 litres/ha Herbicides, 6 litres/ha d'insecticide notamment sur cotonnier, 2 t/ha/an de fumure organique, 150 kg/ha de NPK, 50 kg/ha d'Urée, (FAO-INERA, 2004). La formule unique d'engrais chimiques composée de NPK et d'Urée doit être appliquée en raison de 200 kg/ha.

	Coton	Maïs	Sorgho	Ensemble
Rendement (Kg/ha)	1039,72	1137,21	795,22	990,72
Education (nombre d'années)	1,38	1,07	0,78	1,08
actifs éduqués (%)	28,43	26,91	21,40	24,61
morbidité (nombre de jours de maladie)	23,31	19,01	16,06	19,46
Age du chef de ménage (année)	42,97	43,35	43,72	43,35
NPK (kg)	121,28	95,24	53,26	89,93
Urée (kg)	45,83	32,53	18,28	32,21
Les traitements chimiques (litre)	5,73	3,26	2,34	3,78
Fumures organiques (nombre de Charrettes)	1,26	3,14	2,91	2,44
Main d'œuvre (homme/jour/ha/an)	96,60	69,23	30,09	65,31

Source : Calculs à partir des données de l'enquête PNGT2, 2004-2006

5 Estimation et analyse des résultats

5.1 Tests économétriques

Une bonne interprétation d'un phénomène économique analysé économétriquement est tributaire de la qualité des estimateurs. Avoir de bons estimateurs suppose que la spécification utilisée est appropriée et que la technique d'estimation est adaptée à la nature des données. De fait, les tests de présence d'effets spécifiques et d'endogénéité de Hausman (1978 ; 1981) ont été préalablement réalisés. Les résultats du test de spécification indiquent qu'on ne peut pas rejeter l'hypothèse de présence d'effets fixes à 1% (tableau3), justifiant ainsi l'introduction des termes spécifiques permettant de contrôler ces effets. La présence d'effets fixes est un signal de présence potentielle d'endogénéité. Or, l'utilisation de technique d'estimation à variable instrumentale exige que les variables sujettes à l'endogénéité soient clairement identifiées. Dans le cas par exemple de la méthode GMM qui utilise des niveaux différents de retard pour instrumenter une variable selon la nature de celle-ci, cette identification est essentielle. Les variables explicatives supposées endogènes et devant être « instrumentées » sont l'éducation, la morbidité et la variable retardée de la variable expliquée. Le test d'endogénéité de Hausman (1981) (Tableau 3) montre que pour toutes les cultures, on ne peut pas rejeter au seuil de 10 % l'hypothèse d'endogénéité des variables instrumentées (toutes les p-value sont inférieures à 10 %).

Tableau 3 : Tests de spécification et d'endogénéité de Hausman

	test de spécification			test d'endogénéité		
	Stat. du test	p-value	Décision	Stat. du test	p-value	Décision
<i>Coton</i>	96,08	0,000	effets fixes à 1 %	29,48	0,035	positif à 5 %
<i>Maïs</i>	96,91	0,000	effets fixes à 1 %	8,16	0,086	positif à 10 %
<i>Sorgho</i>	20,10	0,010	effets fixes à 1 %	6,33	0,097	positif à 10 %

Source : Nos calculs à partir des données de l'enquête PNGT2, 2004-2006

5.2 Présentation des résultats d'estimation

Les résultats des estimations de la productivité du coton, du maïs et du sorgho par la méthode GMM en système sont reportés dans le Tableau 4. En dépit des tests déjà réalisés, les analyses portant sur une estimation de panel dynamique par la méthode du GMM ne sont pertinentes que lorsque les instruments choisis sont valides. Dans toutes les estimations, la statistique de Sargan/Hansen (Arellano et Bond, 1991) de restriction de suridentification n'est significatif à aucun seuil acceptable (p-value suffisamment élevée pour toutes les cultures), ce qui implique que les instruments utilisés sont valides. La statistique de Fisher indique que les variables explicatives spécifiées contribuent conjointement à expliquer (significativement) au seuil de 1 % les rendements des exploitations de coton, du maïs et du sorgho. En outre, pour toutes les cultures, des variables explicatives aussi bien du capital humain que du capital physique ont révélé des effets individuels directs, quadratiques ou croisés significatifs sur le rendement. Parmi les variables du capital humain, le Tableau 4 montre que contrairement aux exploitations de sorgho où il est observé un effet quadratique significatif de l'éducation, c'est l'effet direct de cette variable qui est significatif dans les exploitations de coton et de maïs. Les modèles estimés peuvent donc être utilisés pour analyser la relation entre l'éducation et la productivité agricole dans la zone de l'ouest du Burkina Faso.

A ce stade de l'analyse, on ne peut interpréter l'effet des facteurs qui sont combinés les uns des autres. Cet exercice est toutefois possible pour ce

qui concerne le terme retardé de la variable expliquée ainsi que la variable muette. En effet, il ressort du Tableau 4 que l'histoire de la performance agricole influence la performance courante d'un cotonculteur ou d'un maïsiculteur. Le terme retardé de la variable dépendante pour ces cultures est significatif. Toutes choses égales par ailleurs, lorsque les producteurs de coton ou de maïs ont un rendement amélioré de 1 % à l'année $t-1$, cela contribue à accroître leur rendement d'au moins 0,22 % à l'année t . L'explication sous-jacente est qu'un bon rendement à une année donnée permet aux producteurs de disposer de plus de ressources l'année suivante, ce qui augmente leurs capacités productives.

De manière analogue, la variable *dummy* contrôlant l'effet de zone agro-écologique est aussi significativement corrélée au rendement de coton et du maïs. Le fait d'avoir son exploitation de coton (respectivement de maïs) dans la zone nord soudanienne fait baisser le taux de croissance du rendement d'environ 0,07 % (respectivement 0,03 %) relativement à une exploitation située dans la zone sud soudanienne. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que la zone sud soudanienne est relativement mieux arrosée, la terre y est relativement plus propre à la culture et le fort intérêt à la culture du coton dans la zone peut induire des répercussions sur la productivité des autres cultures étant donné que la culture du coton est considérée comme un vecteur tendant à accélérer l'intensification de l'agriculture dans la zone d'étude. Contrairement au maïs et au coton et conformément aux attentes, le sorgho est indifférent aux deux milieux. Ce qui traduit son caractère non exigeant comparativement au maïs et au coton, amenant les agriculteurs qui l'emblavent à le placer hors des priorités d'investissements agricoles.

Tableau 4 : Résultats d'estimation par la Méthode des Moments Généralisés (GMM) de Blundell et Bond (1998)

Variable dépendante : lnrendement

Variables	Coton		Maïs		Sorgho	
	Coeff.	t-student	Coeff.	t-student	Coeff.	t-student
Constante	7,847***	10,11	6,894***	3,81	7,046	1,27
lnrdm(-1)	0,228*	1,69	0,223**	2,30	-0,048	-1,12
lnmo	3,037**	1,96	1,005**	2,00	-0,062	-1,52

lnexp	0,949	0,41	0,296	0,40	-0,910	-0,82
ln tch	0,058**	2,25	-0,228	-0,81	-0,004	-0,27
ln engch	0,258**	2,01	0,684***	4,06	0,218***	6,37
ln fum	0,025	0,63	-0,135	-0,64	0,083**	2,22
ln morb	-0,033	-0,42	-0,031	-1,58	-0,005	-0,41
ln edu	-0,564*	-1,94	0,428***	6,14	-0,197	-1,09
ln mo2	-0,389	-1,59	-0,177	-0,27	0,051	0,75
ln exp2	-0,408**	-2,67	-0,001	-0,02	0,291***	4,18
ln tch2	0,042	0,47	-0,089	-1,32	-0,118**	-2,08
ln engch2	0,524**	2,38	0,028***	6,08	-0,029***	-5,83
ln fum2	0,041	0,51	0,012	0,35	-0,002	-0,12
ln morb2	-0,087**	-2,31	-0,007	-1,33	-0,003	-0,92
ln edu2	-0,074	-0,45	-0,037	-1,18	-0,036*	-1,77
ln(edu)ln(mo)	-0,007	-0,03	-0,172*	-1,73	-0,029*	-0,94
ln(edu)ln(exp)	0,262***	5,38	0,126	0,78	0,078	1,73
ln(edu)ln(tch)	0,201	1,10	0,309*	1,77	-0,057	-0,88
ln(edu)ln(engch)	0,579**	2,30	-0,189*	-1,74	0,006	0,95
ln(edu)ln(fum)	-0,090	-1,07	0,015	0,34	-0,021	-0,97
ln(edu)ln(morb)	-0,049*	-1,81	-0,020	-1,52	-0,006	-1,14
ln(engch)ln(mo)	-0,148	-0,56	-0,066	-0,67	-0,004	-0,20
ln(engch)ln(exp)	0,279	1,15	0,084	1,17	-0,003	-0,38
ln(engch)ln(tch)	0,498**	6,99	0,005	0,04	0,010	0,43
ln(engch)ln(fum)	0,043	0,35	-0,023	-0,88	-0,002	-0,65
ln(tch)ln(exp)	-0,145	-1,03	-0,091	-0,50	-0,091	-0,89
ln(tch)ln(fum)	-0,075	-1,43	-0,047	-0,87	-0,019	-0,60
ln(mo)ln(exp)	-0,132	-0,86	-0,029***	-2,80	0,052	0,91
ln(mo)ln(fum)	0,045	0,47	0,004	0,11	0,0003	0,02
ln(fum)ln(exp)	0,067	0,79	0,010	0,17	0,014	0,44
dum_z	-0,065***	-2,85	-0,028***	-6,08	0,007	1,25
prob>F	0,000		0,000		0,000	
Sargan/Hansen	0,444		0,237		0,248	

Source : Estimation sur STATA 11.2 à partir des données de l'enquête PNGT2, 2004-2006/ *** Significatif à 1 %, ** Significatif à 5 %, *Significatif à 10 %.

Par ailleurs, le caractère flexible de la fonction utilisée (fonction Translog) n'autorise pas une lecture directe et pertinente des coefficients (hormis ceux du terme retardé et de la variable *dummy*)⁵ comme dans le cas d'une fonction Cobb-Douglas. Un minimum de calcul est nécessaire pour obtenir la caractérisation de la combinaison productive des exploitations agricoles.

5.3 Effets marginaux des facteurs de production

Selon la théorie microéconomique, l'optimalité de l'utilisation d'un facteur dans un processus de production peut être connue à travers

⁵ Ces variables sont linéairement introduites dans les régressions.

l'observation de son effet marginal. Son examen renforce celle des élasticités du fait qu'elle situe pour chaque facteur de production, la distance de la quantité utilisée par rapport au seuil techniquement efficace. Le Tableau 5 indique que la main d'œuvre, la fumure organique et les engrais chimiques ont des effets marginaux positifs quel que soit le type de culture considérée. Cela signifie qu'il existe des possibilités d'amélioration des rendements des cultures analysées pour peu que l'on augmente les quantités utilisées de ces facteurs. Toutefois, le gain de productivité relatif à l'augmentation de chacun des facteurs de production diffère selon les cultures. Sur la période d'étude, chaque homme-jour supplémentaire augmente plus le rendement agricole moyen dans les exploitations de coton (8,87 kg/ha) que dans celles de maïs (7,24 kg/ha) ou de sorgho (4,24 kg/ha). La situation inverse est observée en ce qui concerne l'apport de la fumure organique. Chaque charrette supplémentaire de ce facteur rapporte annuellement en moyenne 4,04 kg/ha dans les exploitations de coton contre 9,89 kg/ha et 14,32 kg/ha respectivement dans les exploitations de maïs et de sorgho. L'apport en rendement de l'utilisation d'un kg supplémentaire d'engrais chimiques est faible dans les trois types de culture soit 2,89 kg/ha pour le coton, 5,64 kg/ha pour le maïs et 1,10 kg/ha pour le sorgho. Ces résultats impliquent que les facteurs de production main d'œuvre, fumure organique et engrais chimiques ne sont pas utilisés à leur niveau optimal. Il existe donc des possibilités d'augmentation de la production agricole par augmentation de ces facteurs physiques de production à concurrence de la quantité qui les sépare de leur seuil optimal d'utilisation. Cette conclusion vaut également pour l'utilisation des produits phytosanitaires dans les exploitations de coton où chaque litre supplémentaire accroît le rendement de coton d'environ 13 kg/ha. Dans le cas des exploitations de maïs et de sorgho, l'effet marginal des produits phytosanitaires est négatif. Chaque litre utilisé de ces produits fait baisser le rendement de 40,60 kg/ha dans les exploitations de maïs et de 33,53 kg/ha dans les exploitations de sorgho. Ce résultat ne traduit pas forcément le fait que ce facteur est utilisé au-delà de son niveau optimal. Il peut signifier que l'utilisation de ce facteur n'a pas été faite de façon appropriée pour ce qui concerne le maïs et le sorgho. En effet, la pratique couramment observée

dans la zone d'étude est que les agriculteurs tendent à substituer de la main d'œuvre aux produits phytosanitaires afin de réduire le coût lié au premier facteur mais également pour disposer de temps à allouer à d'autres cultures ou à d'autres activités.

En outre, il ressort que les effets marginaux des variables du capital humain, excepté la morbidité, ont des signes divergents selon les cultures. Pour la morbidité, il est raisonnable de penser que le nombre optimal de journées de déficience sanitaire permettant d'avoir un rendement optimal de la santé est zéro. Pour les trois types de cultures étudiées, cette situation n'est pas observée. Toutefois, la perte de rendement liée à une journée supplémentaire non travaillée pour cause de maladie est plus importante dans les exploitations de coton (25,17 kg/ha) que dans celles de maïs (6,30 kg/ha) ou de sorgho (2,50 kg/ha). Ce résultat confirme la logique que la culture du coton et de celle du maïs sont plus demandeuses en main d'œuvre et donc plus sensibles aux cas de maladies. En ce qui concerne l'expérience, il ressort que chaque année supplémentaire améliore le rendement des producteurs de maïs d'environ 3 kg/ha mais réduit celui des producteurs de coton de 15,52 kg/ha. Cet effet marginal de l'expérience dans la production de coton signifie que le niveau d'expérience permettant d'avoir un rendement optimal se situerait en deçà de l'expérience moyenne des cotonculteurs. En d'autres termes, les producteurs de moins de 43 ans sont plus productifs que les autres.

La lecture du Tableau 5 fait apparaître aussi qu'il existe encore des opportunités en termes d'accroissement des rendements liées à l'augmentation du niveau d'éducation dans les exploitations de coton et de maïs. Chaque année supplémentaire d'éducation permet d'accroître le rendement de coton de 184,39 kg/ha et de celui de maïs de 125,14 kg/ha. Par contre, l'effet marginal de l'éducation dans les exploitations de sorgho est négatif. Chaque année supplémentaire d'éducation entraîne une baisse du rendement de sorgho de 19,32 kg/ha. Ce dernier résultat ne signifie pas que l'éducation en elle-même diminue le rendement du sorgho mais plutôt qu'au-delà d'un certain seuil, chaque année d'éducation supplémentaire amène les éduqués à réduire leur offre de

travail pour cette culture comme l'a fait remarquer Gurgand (1997). Ces effets opposés de l'éducation montrent que l'interprétation de l'impact de l'éducation en agriculture doit être relativisée par rapport au type de spéculation analysée.

TABLEAU 5 : EFFETS MARGINAUX DES FACTEURS DE PRODUCTION A LA MOYENNE DES INPUTS

	<i>Coton</i>	<i>Maïs</i>	<i>Sorgho</i>
Main d'œuvre	8,87	7,24	4,20
Fumure organique	4,04	9,89	14,32
Engrais Chimiques	2,89	5,64	1,10
Traitements Chimiques	12,93	-40,60	-33,53
Morbidité	-25,17	-6,30	-2,50
expérience	-15,52	3,12	3,92
Education	184,39	125,14	-19,32

Source : Nos calculs à partir des données de l'enquête PNGT2, 2004-2006

Une analyse de la productivité marginale des facteurs de production en fonction du statut d'éducation (Tableau 6) montre qu'en dehors de la fumure organique et des engrais chimiques dans les exploitations de sorgho, les effets marginaux des facteurs de production sont plus faibles chez les éduqués que chez les non éduqués indifféremment du type de culture. Ce résultat signifie que les éduqués sont relativement plus proches des quantités optimales à utiliser pour ces facteurs ou qu'ils les utilisent relativement mieux que leurs homologues non éduqués. Contrairement aux éduqués, les non éduqués n'ont pas la capacité et la formation leur permettant d'allouer efficacement les quantités disponibles de facteurs de production en particulier les intrants chimiques. Ces résultats sont compatibles avec ceux de Appleton et Balihuta (1996)

qui trouvent que les éduqués utilisent plus de capital et autres intrants s'acquérant sur le marché que les non éduqués.

Tableau 6 : Effets marginaux des facteurs de production à la moyenne des inputs selon le statut d'éducation

	<i>Non éduqué</i>			<i>Eduqué</i>		
	Coton	Maïs	Sorgho	Coton	Maïs	Sorgho
Main d'œuvre	9,01	9,26	5,07	8,72	5,22	3,33
Fumure organique	4,97	12,96	10,76	3,11	6,81	17,89
Engrais Chimiques	5,56	8,63	0,92	0,21	2,64	1,28
Traitements Chimiques	16,32	-71,74	-60	9,54	-9,46	-7,07
Morbidité	-34,64	-6,55	-2,88	-15,70	-6,01	-2,12
Expérience	-18,17	5,11	4,28	-12,86	1,13	3,56

Source : Nos calculs à partir des données de l'enquête PNGT2, 2004-2006

5.4 Elasticités et rendements d'échelle

Le Tableau 7 résume les résultats du calcul des élasticités des facteurs de production⁶ et des rendements d'échelle⁷ à partir des résultats d'estimation. Globalement, les rendements d'échelle sont croissants dans les exploitations de coton et de maïs mais décroissants dans celles du sorgho. En effet, les rendements d'échelle dans les exploitations de coton sont évalués en moyenne à 1,08 sur toute la période d'étude. Ainsi donc, l'augmentation de tous les facteurs de production de 1 % à l'hectare sur la période d'étude entraîne en moyenne un accroissement de la production de coton de 0,08 % de plus que l'augmentation des facteurs. Cette performance est attribuable non seulement à la main d'œuvre, aux traitements chimiques, aux engrais chimiques et à l'apport de la fumure organique. Une hausse de 1% de chacun de ces facteurs entraîne respectivement une hausse de la production de coton respectivement de 0,84 %, 0,20 %, 0,14 % et 0,12 %. La production du coton est également très sensible à l'éducation. Une année supplémentaire d'éducation entraîne une hausse de 0,52 % du rendement de la culture du coton. L'éducation est donc un facteur d'amélioration de la productivité des

⁶ $\xi_{x_k} = \beta_k + \frac{1}{2} \sum_{j>1} \beta_{kj} \ln x_{jit} + \beta_{kk} \ln x_{kit}$ avec ξ_{x_k} l'élasticité de la production par rapport au facteur x_k .

⁷ $RE = \sum_k \xi_{x_k}$, RE= Rendement d'échelle.

exploitations de coton. Il en est de même de la santé. Les résultats du Tableau 7 indiquent une élasticité négative de la morbidité par rapport à la productivité de 0,16 %. Ce qui montre que la perte d'une journée supplémentaire pour cause de maladie entraîne une réduction de la productivité du coton de 0,16%. L'expérience quant à elle agit négativement sur la productivité du coton. La hausse de l'âge d'une année supplémentaire entraîne une baisse du rendement de coton de 0,57 %. Cela pourrait s'expliquer par le fait qu'au-delà d'un certain âge, la production du coton devient difficile soit à cause de la charge de travail trop importante, soit à cause de la pénibilité des activités afférentes. Ce résultat corrobore celui de Stessens (2002) qui trouve que l'âge des chefs d'exploitation semble plutôt freiner l'adoption de culture exigeante comme le coton. Pour que le pays dégagne donc des gains de productivité dans le secteur du coton, il faut que les actifs jeunes soient les plus impliqués dans la production cotonnière.

Les rendements d'échelle sont aussi positifs dans les exploitations de maïs. En moyenne, une hausse de 1 % de l'ensemble des facteurs de production a pour conséquence l'accroissement plus que proportionnel de la production à l'hectare de 0,11 % sur la période d'étude, ce qui est plus important que celui obtenu dans le secteur du coton. Les élasticités de la main d'œuvre (0,52 %), de la fumure organique (0,18 %) et de l'engrais chimique (0,11 %) sont celles qui y contribuent le plus. L'éducation a ici un effet assez faible comparativement à celui observé dans les exploitations de coton. Dans les exploitations de maïs, chaque année supplémentaire d'éducation permet d'accroître le rendement de 0,07 %. L'expérience par contre ne s'est pas révélée pertinente dans l'explication de l'accroissement des rendements du maïs, ce qui signifie que les jeunes et les moins jeunes s'engagent dans des processus dynamiques similaires en matière de production de maïs. Baco et al. (2011) trouvent un résultat similaire au Bénin dans le cas de variétés améliorées de maïs.

La croissance de la productivité du maïs semble être freinée par l'utilisation de traitements chimiques et des cas de précarité de la santé sur la période d'étude. En effet, il ressort du Tableau 7 que toute hausse

de la quantité des traitements chimiques de 1 % entraîne une réduction des rendements de 0,09 %. Une justification possible de ce résultat se trouve dans le fait que les agriculteurs ont tendance à substituer l'utilisation des traitements chimiques composés essentiellement d'herbicides à la main d'œuvre. L'objectif de ce comportement est triple : exploiter dans de meilleurs délais le plus de superficies possibles avec la main d'œuvre disponible, réduire le coût de location de main d'œuvre ou se soustraire de l'indisponibilité de la main d'œuvre sur le marché de travail. Pourtant, même si ces traitements chimiques permettent de débarrasser les exploitations des mauvaises herbes, ils ne ramollissent pas la terre de manière à permettre aux plants d'avoir un bon ancrage au sol et de puiser en profondeur les substances nutritionnelles comme le permettrait le labour ou le sarclage. En outre, une mauvaise utilisation de ces produits (problèmes de dosage ou d'application) peut également conduire à ce résultat. Pour ce qui concerne la morbidité, même si l'effet d'une invalidité n'est pas aussi important comme il l'a été dans le cas du coton, l'étude montre que chaque journée supplémentaire non travaillée pour cause de maladie entraîne une baisse du rendement de maïs de 0,04 %. L'utilisation moins intensive de la main d'œuvre qui peut être liée à la substitution de la main d'œuvre aux traitements chimiques peut expliquer ce faible impact de la maladie dans les exploitations de maïs. Ce résultat peut également s'expliquer par le cycle cultural. Si celui-ci est court, l'effet de l'invalidité peut paraître négligeable.

Contrairement aux exploitations de coton et de maïs, les rendements d'échelle sont décroissants dans les exploitations de sorgho. Une hausse de 1 % de l'ensemble des facteurs de production entraîne une baisse moins que proportionnelle des rendements de 0,74 %. Si la contribution de l'expérience (0,21 %), de la fumure organique (0,13 %) et des engrais chimiques (0,05 %) à la productivité de sorgho a été positive, l'essentiel de la contreperformance enregistrée sur la période d'étude vient respectivement des traitements chimiques (0,22 %) et de l'éducation (0,08 %). Les raisons avancées pour expliquer l'effet négatif des traitements chimiques dans les exploitations de maïs s'appliquent

également au cas du sorgho. Quant à l'éducation, son effet négatif peut s'expliquer par le fait que les éduqués ne s'intéressent pas ou ne s'impliquent pas dans la production de cette culture probablement parce que le coût d'opportunité de leur temps est plus élevé, ce qui entraîne une baisse du rendement agricole pour cette culture.

De manière générale, il ressort de cette analyse que l'impact des facteurs de production diffère selon le type de culture. Les élasticités des facteurs physiques de production évoluent parallèlement avec celles de l'éducation. Elles sont plus élevées dans les exploitations de coton où l'effet de l'éducation est aussi élevé, moins importantes dans les exploitations de maïs où l'effet de l'éducation est faible. Ces élasticités sont encore plus faibles pour ce qui concerne le sorgho où l'effet de l'éducation est négatif. Ces divergences de l'effet de l'éducation selon le type de culture analysée peuvent s'expliquer par un effet « d'allocation » ou « de qualification » lié à l'éducation. Etant donné qu'on ne connaît pas exactement le degré d'implication de chaque actif éduqué dans la production des différentes cultures emblavées par le ménage, il est possible que les personnes plus éduquées se désintéressent de l'exploitation d'une culture (ici le sorgho) pour se consacrer à d'autres cultures qu'ils jugent plus rentables (ici le maïs et le coton) ou même à d'autres activités non agricoles plus rémunératrices.

Tableau 7 : Elasticités de production et rendement d'échelle à la moyenne des inputs

	Coton	Maïs	Sorgho
Main d'Œuvre	0,84	0,51	0,19
Fumure organique	0,12	0,18	0,13
Engrais Chimiques	0,14	0,11	0,05
Traitements Chimiques	0,20	-0,09	-0,22
Expérience	-0,57	0,18	0,21
Morbidité	-0,16	-0,04	-0,02
Education	0,52	0,07	-0,08
Rendements d'échelle	1,08	1,11	0,26

Source : Nos calculs à partir des données de l'enquête PNGT2, 2004-2006/

6 Discussion des résultats

Les exploitations agricoles de l'Ouest du Burkina Faso utilisent une main d'œuvre agricole peu qualifiée. Moins de 25% des actifs savent lire et écrire. Toutefois, il existe plus d'actifs alphabétisés dans les exploitations de coton et de maïs que dans celles de sorgho. Ces caractéristiques semblent indiquer que la culture de coton et de maïs qui sont les spéculations les plus productives quoique exigeantes et soumises à des changements innovants sont celles qui intéressent davantage les personnes éduquées. Cependant, le nombre d'années d'éducation est bas (environ 1 an en moyenne) alors que de nombreux auteurs fixent à quatre ans d'école le seuil à partir duquel les effets de la scolarisation se font sentir (Lockheed et al, 1980). Mais l'activité agricole est si spécifique qu'on peut finalement se demander s'il y a des raisons d'attendre autant d'années d'éducation pour espérer un bénéfice de l'éducation. Contrairement à Gurgand (1997) qui montre que l'éducation n'est pas rentable en agriculture et qu'elle peut même entraîner une réduction de la production, nos résultats suggèrent que les effets de l'éducation en agriculture soient nuancés. En effet, contrairement aux exploitations de sorgho, l'impact de l'éducation dans les exploitations de coton et de maïs est conforme à l'intuition de la théorie du capital humain. Les producteurs éduqués sont plus enclins à utiliser les facteurs physiques de production, en occurrences les fertilisants modernes, et les utilisent relativement mieux que leurs homologues non éduqués. Ce résultat corrobore celui de Combarry (2013) qui montre dans le cas des engrais chimiques que chaque année supplémentaire d'éducation d'un actif améliore la probabilité d'adoption de ce facteur de 0,03 point. Les éduqués sont plus productifs dans les exploitations de coton et de maïs que leurs homologues non éduqués mais ils réalisent tous deux quasiment les mêmes performances dans les exploitations de sorgho. Or, on s'attend en général à ce que les agents les plus éduqués soient plus que d'autres, capables d'allouer plus efficacement leurs ressources quel que soit leur secteur d'activité. Mais il se pourrait qu'ils soient moins préoccupés de le faire dans les exploitations de sorgho. Ces effets apparemment contradictoires de l'éducation en agriculture se comprennent aisément

quand on considère l'éducation comme un facteur permettant à un individu de faire des arbitrages rationnels. Elle conduit les agents comparativement éduqués à allouer leurs temps et travail à des activités qui du point de vue de leurs critères, maximisent davantage leur utilité quelle qu'elle soit. Gurgand (1997) a montré par exemple, que le temps de travail consacré à l'agriculture diminue avec l'éducation. Cela serait lié au fait que les individus les plus éduqués réduisent la part de l'agriculture dans leurs activités. Cette conclusion est confirmée par Sarfaz et Bashir (2005) qui expliquent que ce sont les plus jeunes et les plus instruits qui quittent le plus souvent l'agriculture et les zones rurales.

Une autre explication peut venir de la nature des spéculations lorsqu'on se situe dans le cadre développé par Schultz (1975) qui estime que l'école produit des compétences dont la valeur dépend moins des secteurs d'activité que des circonstances. Ainsi, les individus éduqués auraient davantage que les autres, la faculté de s'adapter aux situations d'instabilité et de changement, de décoder et d'exploiter l'information dans un univers en déséquilibre. A l'inverse, il est des circonstances (environnement stable par exemple) dans lesquelles cette faculté est inutile. Les résultats de nos estimations dans lesquels les rendements de l'éducation sont tantôt positifs, tantôt négatifs s'expliquent alors. Le fait est que les techniques de production rudimentaires et un équipement réduit sont utilisés pour la production de sorgho alors que des techniques et équipements relativement améliorés sont utilisés dans les exploitations de coton et de maïs. Les innovations comme l'utilisation de nouvelles variétés de semences, l'accès aux intrants chimiques limités aux cultures de rente ou stratégiques (coton, maïs) et les changements de prix sont des circonstances qui ont été susceptibles de faire valoir l'effet de l'éducation dans les exploitations de coton et de maïs et non dans celles de sorgho qui ne connaissent pas une modernisation technique rapide ni un déséquilibre brutal des systèmes d'offre, de demande ou de prix. Pour Stessens (2002), la culture du coton reste complexe et fastidieuse et l'extériorité que présentent les techniques proposées (semis en lignes équidistantes, démariage, épandage des engrais et application des traitements phytosanitaires) et la grande rigueur requise dans leur

exécution font que la culture du coton n'est pas perçue comme facile. De ce fait, le niveau d'éducation des individus aide à surmonter les difficultés liées à l'exploitation de la culture de coton et de la traction animale utilisée. Par ailleurs, le nombre important d'actifs éduqués dans les exploitations de coton et de maïs et la rentabilité anticipée potentiellement plus élevée de ces deux cultures au regard de celle du sorgho peuvent aussi expliquer les choix d'investissements des producteurs en faveur du coton et du maïs. Appleton et *al.*, (1996) montrent qu'un agriculteur qui emblave uniquement des produits de rente comme le café et le coton devrait avoir un revenu plus élevé que son homologue qui emblave seulement le sorgho. Ces différences de revenu pourraient aussi expliquer pourquoi les agriculteurs éduqués sont plus disposés à investir pleinement en termes d'effort physique, intellectuel et en temps dans le coton et le maïs. Ceci montre qu'il est donc important de distinguer la culture que l'agriculteur considère comme stratégique dans l'étude de l'effet du capital humain en agriculture. Ce développement montre que pour profiter à l'agriculture, l'investissement en éducation en milieu rural doit accompagner une modernisation radicale. Des phases de transformation des techniques ou du système économique ne seraient peut-être traversées avec succès qu'avec des agriculteurs scolarisés. L'investissement éducatif est donc rentable pour l'agriculture mais la dynamique est perverse pour certaines spéculations comme c'est le cas du sorgho dans cette étude.

7 Conclusion

L'étude a utilisé différents outils pour analyser les effets de l'éducation sur la productivité des exploitations agricoles dans la zone de l'Ouest du Burkina Faso. Les résultats montrent que l'éducation est productive en agriculture mais son effet diffère selon le type de culture analysé. Son impact est plus important pour les cultures exigeantes et plus soumises à des innovations comme c'est le cas ici du coton et du maïs. En moyenne, une année supplémentaire d'éducation améliore le rendement de la production de coton de 0,52% contre 0,07% pour le maïs et - 0,08% pour le sorgho. Les résultats obtenus montrent qu'il existe toujours d'énormes

possibilités d'accroissement de la productivité agricole dans la zone d'étude, ce qui permet de tirer plusieurs implications en termes de stratégies d'amélioration de la productivité agricole. Les décideurs publics devraient davantage mettre l'accent sur la disponibilité, l'accessibilité et la qualité des services d'éducation pour les ménages ruraux. A cet effet, les interventions publiques doivent élargir et diversifier l'offre de services d'éducation en milieu rural. Mais pour que l'éducation puisse freiner la baisse de la productivité agricole, il faut que cette éducation soit offerte à des adultes qui exercent dans l'agriculture. Pour ce faire, il faudrait poursuivre et intensifier les politiques d'alphabétisation et d'encadrement technique agricole notamment en faveur des chefs d'exploitation. Cela passe par l'augmentation du nombre des centres de formation (ou d'alphabétisation) dans les zones rurales ainsi que par l'augmentation des agents techniques agricoles villageois. De plus, le fait que les cultures réagissent différemment à l'éducation, toute politique en faveur de l'amélioration de la productivité agricole doit comporter des volets ciblés et spécifiques à chaque type d'exploitation. Toutefois, les différences de productivité entre les exploitations ne peuvent pas simplement s'expliquer par l'évolution du capital humain notamment par l'éducation. La qualité et la quantité des réseaux relationnels des agriculteurs, lesquels se développent de plus en plus rapidement pourraient également être source potentielle de productivité.

RÉFÉRENCES

Appleton S., Balihuta A., (1996). «Education and agricultural productivity: evidence from Uganda». *Journal of International Development*, 3, pp415-444.

Appleton, S. (2000). *Education and Health at the Household Level in Sub-Saharan Africa*. Harvard University: Center for International Development.

Arellano, M., et Bond S., (1991). "Some tests for specification of panel data : Monte Carlo evidence and an application to employment equations" *Review of Economic Studies*, 58, pp.277-297.

Baltagi B.H., Demetriades P.O., Law S.H., (2009).«Financial development and openness: Evidence from panel data». *Journal of Development Economics*, 89, pp.285–296

Becker G., (1975).«*Human capital*». Columbia University Press, NBER, 2^e édition.

Blundell R. et Bond S., (1998).«GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions». Working Paper, Series N°W99/4, Göteborg University, 24p.

Bond S., Hoeffler A., Temple J., (2001).«GMM estimation of empirical growth models». Discussion paper, N°3048, institute for fiscal studies and university of oxford.

Chinn M.D. et Ito H., (2002).«Capital account liberalization, institutions and financial development: cross country evidence». Working Papers, N° 8967, NBER.

Christensen L.R., Jorgenson D.W., Lau L.J., (1973). «Transcendental logarithmic production frontiers». *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 55, N°1, pp.28-45.

Coltear D. (1990).«The Effects of Education on farm productivity». In Keith Griffin and John Knight, eds., *Human Development and International Development Strategy for the 1990s*.

Combarry O., (2013).«Décisions d'adoption et d'intensification de l'utilisation des engrais chimiques dans la production céréalière au Burkina Faso ». *Revue CEDRES-ETUDES*– n°56.

DGPER (2012). «Etat des lieux des plans d'actions des filières agricoles au Burkina Faso». Rapport, Burkina Faso.

Doudjidingao A., (2009).«Education et croissance en Afrique subsaharienne : Une analyse comparative des trajectoires socioéconomiques de trois groupes de pays anglophones, francophones et maghrébins ». *Thèse de doctorat de troisième cycle*, Université AIX-Marseille, 359p.

FAO-INERA, (2004).«Systèmes agraires durables, vulnérabilité et bonnes pratiques agricoles dans l'Ouest du Burkina Faso ». Document de travail, FAO-BPA, N°6, 166p.

Greene W., (2011). «*Econométrie* ». Pearson Education, 7^e édition, France, 988p.

- Griliches Z., (1977). «Estimating the returns to schooling: Some econometric problems ». *Econometrica*, 45 (1). pp.1–25.
- Gurgand M., (1993).«Les effets de l'éducation sur la production agricole : Application à la côte d'ivoire». *Revue d'économie de développement*.
- Gurgand M., (1997).«L'éducation est-elle rentable dans l'agriculture ? Une approche duale appliquée à la Côte d'Ivoire». *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, n°42-43, pp.113-144.
- Hausman J., Taylor W., (1981).«Panel Data and Unobservable Individual Effects ». *Econometrica*, 49 (6).pp.1377-1398.
- Hausman J.A., (1978).«Specification tests in econometrics », *Econometrica*, 46, pp.1251-1271.
- Hausman J.A., Hall B.H., Griliches Z., (1984).«Econometric models for count data with an application to the patents–R&D relationship». *Econometrica*, 52, pp.909–938.
- INSD, (2013).« Enquête burkinabè sur les conditions de vie des ménages ». Ouagadougou: Institut National de la statistique et de la démographie.
- Kaboré T. (2010). « The impact of human capital on agricultural productivity in Burkina Faso ». Contributed Paper presented at the International Conference on Agriculture of Ouagadougou (Burkina Faso).
- Kobiané J. F., Bougma M. (2009).«Education: Instruction-Alphabétisation-Scolarisation ». *Document de travail*, Ministère de l'Economie et des Finances, Burkina Faso, 197p.
- Larson D., Plessman F. (2002). « Do farmers choose to be inefficient? Evidence from Bicol Philippines ». *Policy Research Working Paper* (2787), The World Bank, Washington D.C.
- Lockheed M.E., Jamison D.T., Lau L.J., (1980).«Farmer Education and Farm Efficiency: A Survey». *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 29, N°1, pp.37-76.
- Lucas R.E., (1988). «On the Mechanics of Economic Development ». *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.

MAH. (2008). «Evolution du secteur agricole et des conditions de vie des ménages au Burkina Faso». Ouagadougou: Service des statistiques agricoles.

MAHRH (2008). « Evolution du secteur agricole et des conditions de vie des ménages au Burkina Faso », p96.

MAHRH (2011). «Grands résultats des politiques agrosylvopastorales », semaine du débat économique, 20 – 24 juin, CEDRES, Université Ouaga 2, Ouagadougou, BurkinaFaso.

Maluccio J., (1998). «Endogénéité of schooling in the wage function: evidence from the rural Philippines». FCND Discussion Paper, N°54, 58p.

MECV (2011). « Analyse économique du secteur du coton : liens pauvreté et environnement ». Rapport final, Burkina Faso.

MEF (2014). «Rapport sur la situation économique et financière du Burkina Faso au titre de l'année 2013». Comité National de Politique Economique, Rapport final, 32P.

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.

PNDES 2016-2020, Burkina Faso.

PNUD (2013). L'essor du Sud : le progrès humain dans un monde diversifié, Rapport sur le développement humain, 228p.

Sarfaz H. et Bashir A., (2005). « Stochastic Frontier Production Function : Application and Hypothesis Testing ». *International Journal of Agriculture and biology*, 7 (3). 427–430.

Savadogo K., Reardon T., Pietola K., (1994). «Farm Productivity in Burkina Faso: Effects of Animal Traction and Nonfarm Income ». *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 76, N°3, pp. 608-612.

Schultz T.W., (1961). «Investment in Human Capital». *American Economic Review*, p51.

Schultz T.W., (1975). «The Value of the Ability to Deal with Disequilibria». *Journal of Economic Literature*, Vol. 13, N°3, pp. 827-846.

Stessens J., (2002). « Analyse technique et économique des systèmes de production agricole au nord de la Côte d'Ivoire ». *Thèse de Doctorat N°530*, Faculté des Sciences Biologiques Appliquées, Université Catholique de Leuven.

Tilak, J.B.G. (1993). « investment in education in East Asia ». *ASEAN Economic Bulletin*, 9, N°3, pp301-22.

Welch F., (1970). «Education in production ». *Journal of Political Economy*, vol. 78, N°1, pp.35-59.

Wooldridge J. M., (2002). «*Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*». Massachusetts London, England.: The MIT Press Cambridge.

Zonon A., (2003). «Education et productivité des agriculteurs : cas des producteurs céréaliers du Burkina Faso ». *Rapport d'étude*, N°51, 65p.