

UNIVERSITE OUAGA II

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

REVUE ECONOMIQUE ET SOCIALE AFRICAINE

Série Sciences Économiques

Les investissements directs étrangers peuvent-ils booster la croissance économique : *une étude de cas de L'UEMOA*

Kuawo-Assan JOHNSON

Déterminants de la mortalité des enfants au Togo

Komi NOMENYO

Organisations de producteurs et productivité agricole des ménages au Burkina Faso : *analyse des déterminants et de l'impact*

Salimata TRAORE

Impact of remittances on household food security in rural Burkina Faso

Bambio YIRIYIBIN

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 (59 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 Ouagadougou 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 2*

COMITE EDITORIAL

Pr Pam ZAHONOGO, *U02 Editeur en Chef*

Pr Yves ABESSOLO, *Université Yaoundé II*

Pr Denis ACCLASATO, *Université d'Abomey Calavi*

Pr Akoété AGBODJI, *Université de Lomé*

Pr Chérif Sidy KANE, *Université Cheikh Anta Diop*

Pr Médard MENGUE BIDJO,
Université Omar Bongo

Pr Mathias Marie Adrien NDINGA,
Université Marien N'Gouabi

Pr Jean Louis NKOULOU NKOULOU
Université Omar Bongo

Pr Abdoulaye SECK, *Université Cheikh Anta Diop*

Pr Charlemagne IGUE, *Université d'Abomey Calavi*

SECRETARIAT D'EDITION

Dr Samuel Tambi KABORE, *U02*

Dr Théodore Jean Oscar KABORE, *U02*

Dr Jean Pierre SAWADOGO, *U02*

Dr Kassoum ZERBO, *Université Ouaga 2*

COMITE SCIENTIFIQUE DE LA REVUE

Pr Géro Fulbert AMOUSSOUGA,
Université d'Abomey Calavi

Pr Abdoulaye DIAGNE,
Université Anta Diop

Pr Adama DIAW,
Université Gaston Berger de Saint Louis

Pr Albert ONDO OSSA,
Université Omar Bongo

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

Pr Idrissa OUEDRAOGO, *U02*

Pr Kimséyinga SAVADOGO, *U02*

Pr Gnderman SIRPE, *U02*

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

Pr Gervasio SEMEDO, *Université de Tours*

Pr Pam ZAHONOGO, *Université Ouaga 2*

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

03 BP 7210 Ouagadougou 03. Burkina Faso. Tél. : (+226) 25 33 16 36

Fax : (+226 25 31 26 86) – Email : lecourrier@cedres.bf , Site web : www.cedres.bf

UNIVERSITE OUAGA II

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



REVUE CEDRES-ETUDES

Revue Economique et Sociale Africaine

REVUE CEDRES-ETUDES
Série Sciences économiques - N°60
2^{ème} Semestre 2015

SOMMAIRE

- Les investissements directs étrangers peuvent-ils booster la croissance économique une étude de cas de l'UEMOA.....10
Kuawo-Assan JOHNSON
- Déterminants de la mortalité des enfants au Togo.....32
Komi NOMENYO
- Organisations de producteurs et productivité agricole des ménagés au Burkina Faso : analyse des déterminants et de l'impact.....52
Salimata TRAORE
- Impact of remittances on household food security in rural Burkina Faso.....78
Bambio YIRIYIBIN

**ORGANISATIONS DE PRODUCTEURS ET PRODUCTIVITE
AGRICOLE DES MENAGES AU BURKINA FASO : ANALYSE DES
DETERMINANTS ET DE L'IMPACT**

Salimata TRAORE

*Université Ouaga II, 12 BP 417 Ouagadougou 12, Tél. : (00226) 78 82 76 09
Email : trasally@yahoo.fr*

Résumé

Cet article analyse l'impact des organisations de producteurs sur la productivité agricole au Burkina Faso et ce, à partir du modèle d'effet de traitement endogène. Les données sont celles du Projet « Convergence » collectées sur la période janvier-février 2011 dans huit régions du Burkina Faso. Le résultat global auquel l'analyse parvient est que les ménages ayant des membres qui appartiennent à des organisations paysannes réalisent un gain net de productivité agricole par rapport aux autres.

Mots clés : Organisations de producteurs, productivité agricole, Burkina Faso

Classification JEL : 047; 055, P32, Q12

Abstract

This paper analyzes the impact of Producers Organizations on rural households' agricultural productivity in Burkina Faso using an endogenous treatment effect model. The data are from the Project «Convergence» collected during the period from January to February 2011. The overall result stemming from the analysis is that treated households realize a net gain of productivity compared to others.

JEL: I20, F35, J16,

Keywords : producers organizations, agricultural productivity, Burkina Faso

Classification JEL : 047; 055, P32, Q12

ORGANISATIONS DE PRODUCTEURS ET PRODUCTIVITE AGRICOLE DES MENAGES AU BURKINA FASO : ANALYSE DES DETERMINANTS ET DE L'IMPACT

Introduction

Les organisations paysannes rurales en tant qu'innovations institutionnelles, jouent un rôle crucial dans le développement soutenu du monde rural, dans la réduction de la pauvreté et la sécurité alimentaire en Afrique subsaharienne (Hazell et al., 2010; Banque mondiale, 2008). A travers une augmentation de leur productivité, de leur rentabilité et de leur soutenabilité, elles aident les petits exploitants agricoles à accomplir efficacement leur rôle et contribuent ainsi à l'atteinte des objectifs de développement (Holmgren, 2011).

Au Burkina Faso, où 46,7% de la population vit en dessous du seuil de pauvreté (Banque mondiale, 2013) avec plus de 50% en milieu rural (OCDE, 2012), les organisations paysannes ont émergé au début des années 90 suite aux échecs des politiques d'ajustements structurels qui se sont traduites par un désengagement de l'Etat du secteur agricole. Les dispositifs publics d'intervention en milieu rural et de nombreux projets et sociétés de développement ont été alors retirés ou allégés. Le monde paysan a été laissé à lui-même et le secteur privé n'a pas, non plus, réussi à se positionner dans le secteur. Quelle que soit l'approche de développement considérée, aucune n'a vraiment aidé le secteur rural à parvenir à la sécurité alimentaire et au développement (Kirsten et al., 2009).

En prenant les choses en main, la réaction paysanne s'est faite à travers l'organisation et la professionnalisation de leurs activités trouvant ainsi une alternative, un instrument d'interface, une garantie d'efficacité, un outil institutionnel d'amélioration de la participation des paysans au marché, de leur revenus et donc de lutte contre la pauvreté rurale (Bernard and Spielman, 2009; Bernard and Taffesse, 2012; Fisher and Qaim, 2012; Markelova et al., 2009; Shiferaw et al., 2009). Les communautés rurales dynamiques fondées sur l'agriculture telles que ces organisations de producteurs, sous leurs différentes formes, ont acquis depuis, une place centrale en matière de soutien aux agriculteurs compte tenu de leurs politiques de proximité et doivent donc être placées au cœur des politiques de développement agricole (AFDI, 2010 ; Herbel et al, 2012).

Selon Sadoulet et de Janvry (2014), les organisations paysannes sont créées par les producteurs pour rendre des services à eux-mêmes, membres. Avec un effectif de plus de 30.500 en 2002 contre 120 coopératives environ, toute catégorie confondue, les groupements villageois sont les plus importantes au Burkina Faso. La proportion des groupements masculins, de 46,5%, est la plus importante suivie de

celle des groupements féminins qui représentent 38,3%. Les groupements mixtes ne représentent, quant à eux, que 14,6% tandis que les groupements de jeunes agriculteurs sont quasi inexistantes avec seulement une part de 0,5% (Zett, 2013).

Théoriquement basée sur l'individualisme méthodologique, l'adhésion aux organisations paysannes devrait améliorer la situation économique des paysans. Un bon nombre d'études ont abouti à cette conclusion (Kolade et Harpham, 2014 ; Gisaro, 2013 ; Zongo, 2012 ; Breuil et Romemeont, 2007 ; Elah et Tene, 2012). Ces auteurs construisent leurs argumentations sur le fait que les organisations paysannes possèdent l'avantage d'une part, de fournir aux agriculteurs, toute une gamme de services qui améliorent leur accès aux marchés, leur pouvoir de négociation, leurs accès aux ressources naturelles, leur gestion, leur accès à l'information, au savoir (Herbel et al, 2012) et d'autre part, de les rendre plus autonomes. Il est ainsi nécessaire de reconnaître le rôle crucial que jouent ces organisations pour les rendre plus efficaces en matière de lutte contre la pauvreté et d'amélioration de la sécurité alimentaire.

Certains auteurs réfutent cependant l'idée de l'impact positif systématique des organisations paysannes à cause d'une part, d'une insuffisance de politiques agricoles en leur faveur (Side, 2013 ; Loveluck, 2008) et d'autre part, d'une certaine marginalisation dont elles sont victimes de la part des administrations publiques (Maiga, 2006).

Statistiquement et à travers la littérature, la méthode d'effet de traitement endogène utilisée dans cet article pour estimer l'effet de la participation à une organisation de producteurs sur la productivité des ménages ruraux possède des avantages. En effet, le traitement peut être endogène et fausser les estimations des effets de la participation. Une causalité inverse pourrait se produire par exemple, s'il existe des variables qui influencent la probabilité de participation au traitement. La méthode la plus couramment utilisée pour déterminer si des indicateurs discrets sont endogènes est celle de l'effet du traitement endogène (Del Nino et Mills, 2015).

Au Burkina Faso, les effets de la participation à une organisation paysanne sur la productivité des ménages ruraux ont été très peu modélisés encore moins à l'aide de la méthode d'effet de traitement endogène. Une généralisation au cas burkinabè des résultats obtenus ailleurs n'est pourtant pas possible. L'étude empirique ici menée est de ce fait nécessaire pour une contribution à l'amélioration de la productivité agricole au Burkina Faso.

Cet article a pour objectif principal d'analyser le lien entre la participation à une organisation de producteurs et la productivité agricole en milieu rural au Burkina Faso. Il s'articule autour de quatre sections. La section 2 présente le cadre théorique de l'analyse. La section 3 porte sur des considérations économétriques liées à l'estimation du modèle. La section 4 présente et analyse les résultats. La dernière section tire les conclusions essentielles et dégage les implications des résultats obtenus en matière de politiques économiques.

1. Cadre théorique de l'impact des organisations de producteurs sur la productivité agricole

Cette section présente dans un premier temps, quelques études empiriques ayant analysé les effets des organisations de producteurs sur la productivité agricole des ménages et, ensuite, la théorie relative à la question des biais de sélection.

1.1 Littérature empirique de l'impact des organisations de producteurs sur la productivité agricole des ménages ruraux

Les organisations paysannes rurales ont émergé suite à l'engagement des producteurs à rechercher des réponses à de nombreuses contraintes qui se posaient à eux. En effet, les paysans ont besoin, dans leurs activités quotidiennes, d'appui à leur production, d'innovation, d'approvisionnement et de mise en marché de leurs produits, de gestion de leurs équipements, d'investissements sociaux, mais aussi d'expression de leurs revendications, de négociation avec d'autres acteurs (Mercoiret et al, 2006). Pour être pleinement productifs, ils restent dépendants de services que le milieu rural dans les pays en développement ne possède pas suffisamment et ce, suite à un certain désintérêt pour le secteur rural d'où les institutions publiques se sont ainsi progressivement retirées (Herbel et al, 2012 ; Guillerrou, 2003).

Le paradigme des sciences sociales qu'est l'individualisme méthodologique qui stipule que les phénomènes collectifs peuvent être décrits et expliqués à partir des propriétés et des actions des individus et de leurs interactions mutuelles¹, explique le phénomène d'émergence des organisations paysannes (Soulama, 2003). En effet, pour améliorer leur situation, une des stratégies des paysans est de s'associer, pour mettre ensemble leurs ressources, leurs moyens de production et leurs idées et ainsi avoir plus de poids pour influencer sur leur environnement socioéconomique et politique (De Janvry et Sadoulet, 2004). Depuis les années 1990, de nouvelles formes d'organisations paysannes dites professionnelles ont vu le jour avec la mise en œuvre des Programmes d'Ajustement Structurel qui impliquait le désengagement de l'Etat et la spécialisation dans des filières agricoles précises (Zett, 2013). Depuis, ces deux formes d'organisations cohabitent en milieu rural. Lorsque l'organisation paysanne est professionnelle, elle a des objectifs d'administration de la vie à l'intérieur des groupes. Lorsqu'il s'agit d'une organisation de producteurs associés, les objectifs sont alors d'administrer la vie du groupe à l'extérieur. Il peut cependant arriver que certaines de ces organisations soient hybrides rendant difficile l'identification de la forme précise. Dans cette étude, nous nous intéressons à la forme organisationnelle composée de paysans associés et tournés vers l'extérieur en analysant les effets de la participation sur leurs conditions de vie.

¹ Définition web à l'adresse http://fr.wikipedia.org/wiki/Individualisme_méthodologique

Appartenir à une organisation de producteurs a des effets positifs. En effet, lorsqu'ils se mettent en association, les paysans, par la force qu'ils constituent, arrivent à améliorer leurs conditions de vie. Par rapport à certains facteurs économiques tels que l'accès aux terres, le sexe et l'éducation, l'adhésion aux coopératives permet aux paysans l'adoption d'innovations technologiques (Kolade et Harpham, 2014), d'intrants modernes, une intensification accrue de leurs activités, l'augmentation de la commercialisation des produits agricoles, une hausse des revenus (Verhofstadt et Maertens, 2013) et du niveau d'efficacité technique (Abate et al., 2013, Adebaw et Haile, 2013). De façon générale, l'adhésion aux organisations paysannes permet un accroissement des revenus et une réduction de la pauvreté avec un impact plus prononcé pour les exploitations de grande taille (Verhofstadt et Maertens, 2014). Holmgren (2011) précise que l'amélioration du bien-être des membres d'une coopérative dépend du temps de participation.

Il peut arriver que la participation à une coopérative ait des effets négatifs sur ses membres. Holmgren (2011) trouve que même si les coopératives améliorent la satisfaction de vivre, elles impactent négativement la santé de la famille à cause principalement du vieillissement des parents. Par ailleurs, selon la taille des exploitations agricoles, les effets des coopératives peuvent être négatifs. Bernard et al (2008) trouvent par exemple que les plus petites exploitations ressentent négativement les effets des coopératives sur la commercialisation de leurs produits par rapport aux exploitations les plus grandes.

Il ressort de cette revue que la littérature relative aux effets des organisations paysannes est abondante et que la plupart concluent à un impact positif sur les conditions de vie des membres. L'étude présente a pour objet d'analyser la question dans le cas du Burkina Faso.

1.2. De la question des biais de sélection

La question de l'existence des biais de sélection existe depuis les années 50 et a été mis en évidence par le modèle d'auto-sélection de Roy en 1951. L'auteur a, en effet, montré que lorsqu'un sous-échantillon est obtenu de façon sélective dans la population, les estimations peuvent être biaisées. Cependant, c'est en 1974 et avec les travaux d'Heckman en 1979 que les premières implications économétriques des conséquences de ce type de sélection ont été effectuées.

Dans cette étude, l'estimation de l'impact des organisations de producteurs sur la productivité agricole des ménages ruraux est mesurée par l'effet de l'accès à ces organisations sur leur productivité.

Dans les méthodes statistiques d'évaluation, la question des biais de sélection, qui se pose avec acuité, a deux origines. Il peut s'agir soit d'une auto-sélection des personnes bénéficiant du traitement, soit d'une décision de sélection prise par les

gestionnaires. Dans le cas par exemple d'une procédure de sélection au sein d'une organisation paysanne et rurale, certaines conditions sont à remplir pour être accepté. Par exemple, concernant l'appartenance au terroir villageois, les gestionnaires des organisations peuvent décider de la non sélection de certains paysans, parce qu'ils ne sont pas originaires du village pendant que d'autres sont pris sur la base de relations privilégiées au sein de l'organisation. En ce sens, la demande d'adhésion est basée sur des caractéristiques qui sont observables ou pas. S'agissant de l'auto-sélection, la décision d'appartenir ou non à un groupement peut provenir d'un choix individuel basé sur le principe de rationalité. Différents facteurs peuvent influencer cette décision. Certains sont observables par l'évaluateur tandis que d'autres ne le sont pas.

Pour limiter les conséquences de ces biais de sélection, le principe des chercheurs est d'utiliser les informations dont ils disposent sur les individus non traités pour construire, pour chaque individu traité, un contrefactuel. C'est-à-dire une estimation de ce qu'aurait été sa situation s'il n'avait pas été traité (Brodsky et al, 2007). Les méthodes d'évaluation procèdent toujours en plusieurs étapes. Par une fonction de sélection, on estime pour chaque individu la probabilité de recevoir un traitement. Puis, on régresse la variable d'intérêt, en intégrant dans le modèle des estimateurs corrigés. Deux grands types de variables sont considérés dans l'équation de sélection: les variables observables et les variables inobservables. Les méthodes qui s'appuient sur les hypothèses d'indépendance conditionnelle à des caractéristiques observables sont les méthodes de sélection par appariement. D'autres sont basées sur la modélisation du lien entre variables observables et non observables. Les modèles traditionnels utilisés dans ces cas sont les modèles de sélection de l'échantillon dont celui de Heckman à deux étapes (Heckman, 1979) qui est, à n'en pas douter, parmi les travaux les plus importants du 20^{ème} siècle en matière d'évaluation de programmes.

Depuis le développement du modèle de sélection de l'échantillon, de nouveaux modèles et estimateurs ont été formulés. Un des plus importants de ces développements est l'application directe du modèle de sélection de l'échantillon au modèle d'effet de traitement dans les études observationnelles. Dans ce travail, nous utilisons la méthode d'effet de traitement endogène, méthode paramétrique qui modélise le lien entre les variables observables et les inobservables.

2. Approche méthodologique

Cette section présente le modèle économétrique utilisé pour estimer l'impact des organisations de producteurs sur la productivité agricole. Afin de limiter les problèmes de biais de sélection exposés précédemment, nous utilisons un modèle paramétrique appelé modèle d'effet de traitement endogène qui caractérise la sélection sur les inobservables.

2.1 Le modèle théorique

L'idée de base du modèle d'effet de traitement est que le traitement (ici la participation à une organisation paysanne rurale) peut être endogène et fausser les estimations des effets de la participation au traitement. Une causalité inverse pourrait se produire par exemple s'il existe des variables qui influencent la probabilité de participation au traitement. Une régression d'un modèle par les moindres carrés ordinaires de la variable de résultat considèrerait à tort la participation au traitement comme exogène et donnerait une estimation biaisée de l'impact du traitement. En outre, la participation au traitement peut dépendre de facteurs non observables qui influencent à la fois la participation au traitement et le résultat.

Le modèle d'effet de traitement endogène a pour principe d'effectuer une modélisation jointe des résultats potentiels Y_{0i} (productivité agricole réalisée par le ménage non traité) et Y_{1i} (productivité agricole réalisée par le ménage traité), et de l'affectation au traitement (T), en faisant l'hypothèse que ces trois variables dépendent de termes d'erreur inobservables, potentiellement corrélés entre eux. Selon cette méthode, on ne peut pas dissocier le résultat (la productivité agricole) de la décision d'être traité (appartenir à une organisation paysanne et rurale) et en cela, elle diffère des méthodes de sélection sur des caractéristiques observables telles que le matching. Modéliser ainsi le biais de sélection peut donc être intéressant pour évaluer l'impact des organisations de producteurs sur la productivité agricole parce que les déterminants de la participation aux organisations ne sont pas toujours observables.

Deux équations sont utilisées pour exprimer le modèle d'effet de traitement endogène :

- Une équation de régression expliquant la productivité agricole du ménage i :

$$Y_i^j = \beta_j X_i + \delta T_i + u_i \quad (1)$$

La variable de traitement est supposée être déterminée par un indice latent T^* , qui est la propension à appartenir à une organisation de producteurs, cet indice étant lui-même linéairement dépendant du vecteur de variables explicatives Z et d'un résidu V_i .

- Une équation de sélection expliquant la probabilité d'appartenir à une organisation de producteurs : $T_i^* = \gamma Z_i + v_i$ avec $T_i = 1$ si $T_i^* > 0$ et $T_i = 0$ sinon (2)

Avec Y_i^j , la productivité agricole réalisée par le ménage i présentant l'état j (qui sera égal à 0 pour un état de non traité ou 1 pour un état de traité); X_i et Z_i , des vecteurs de caractéristiques expliquant respectivement la productivité agricole et le processus de sélection; u_i et v_i sont les termes d'erreur des deux équations de régression qui tiennent compte des inobservables qui pourraient influencer la mesure des résultats. Ces termes sont supposés être bivariés normaux de moyenne nulle et une matrice covariance

$$\begin{bmatrix} \sigma_\varepsilon & \sigma \\ \sigma & 1 \end{bmatrix}$$

Les β_j sont les coefficients de régression; T_i une variable binaire indiquant la condition de traitement (avec $T_i = 1$ si le ménage est traité et $T_i = 0$ sinon); δ est le coefficient affecté à la variable de traitement T_i . La valeur de δ n'est pas faussée si la participation à une organisation paysanne et rurale est orthogonale au terme d'erreur : $\text{cov}[T_i, u_i] = 0$

Soit $P(T_i = 1 / Z_i) = \Phi(\gamma Z_i)$ et $P(T_i = 0 / Z_i) = 1 - \Phi(\gamma Z_i)$ avec $\Phi(\cdot)$ une fonction de distribution normale cumulative.

Etant donné que la variable de traitement est une variable binaire endogène, la tâche d'évaluation revient à utiliser les variables observées pour estimer les coefficients de régression β tout en contrôlant les biais de sélection.

Notons que le modèle exprimé par les équations (1) et (2) est une switching regression. En substituant l'équation (2) dans l'équation (1), nous obtenons deux équations différentes de régression du résultat :

- Si $T_i^* > 0$, alors $T_i = 1$: $Y_i^j = \beta_j X_i + \delta + u_i$ (3)

- Si $T_i^* < 0$ alors $T_i = 0$; $Y_i^j = \beta_j X_i + u_i$ (4)

Ceci est la forme du modèle switching regression de Quandt (1958,1972) qui établit clairement qu'il y a deux régimes : le traitement et le non traitement. Par conséquent,

il y a deux modèles séparés pour le résultat sous chaque régime : pour les traités, le modèle de résultat est : $Y_i^j = \beta_j X_i + \delta + u_i$ alors que pour les non traités, le modèle de résultat est $Y_i^j = \beta_j X_i + u_i$.

L'hypothèse centrale est que la distribution normale de v_i est liée à u_i par une loi normale bivariee et normalement distribuée, avec ρ_0 et ρ_1 , les coefficients de corrélation entre les résidus. Nous faisons l'hypothèse que les éléments inobservés u_i et v_i sont indépendants des variables explicatives X_i et Z_i .

2.2 Procédure d'estimation par le modèle d'effet de traitement endogène

Le modèle d'effet de traitement endogène, tout comme le modèle d'Heckman, modèle de sélection de l'échantillon, se fait dans le cadre d'un processus en deux étapes. Il est cependant distinct de ce dernier parce qu'il en représente une évolution. Cette distinction tient en deux aspects : dans le modèle d'effet de traitement, une variable qualitative indiquant la condition de traitement est directement introduite dans l'équation de régression et la variable de résultat de cette équation est observée à la fois pour les traités et les non traités.

La première étape consiste en l'estimation de l'équation de sélection représentant la participation du ménage à une organisation paysanne et rurale T_i à l'aide d'un modèle probit. Les probabilités conditionnelles des événements $T_i = 1$ et $T_i = 0$ sont estimées. Sous l'hypothèse de normalité, nous avons l'espérance conditionnelle de Y_i^j étant donné T_i, X_i, Z_i :

$$E(Y_i^0 / X_i, Z_i, T_i = 0) = E(U_i^0 / X, Z, T = 0) = \beta_0 X_i + \rho_0 \sigma_0 \lambda_i$$

$$E(Y_i^1 / X_i, Z_i, T_i = 1) = E(U_i^1 / X_i, Z_i, T_i = 1) = \beta_1 X_i + \delta + \rho_1 \sigma_1 \lambda_i$$

avec $\lambda_i = \frac{\phi(\gamma Z_i)}{1 - \Phi(\gamma Z_i)}$, l'inverse du ratio de Mills où $\phi(\cdot)$ et $\Phi(\cdot)$ sont respectivement la fonction de densité et de répartition d'une loi normale centrée réduite ; σ_0 et σ_1 sont les variances du terme d'erreur u_i selon qu'on ait $T_i = 1$ ou $T_i = 0$.

Le ratio de Mills est estimé lors de la première étape d'estimation. Cette variable est d'une manière générale, la principale source de biais des estimations des coefficients du modèle de régression. La méthode en deux étapes permet d'estimer la productivité agricole en s'affranchissant du biais de sélection des ménages, grâce à l'intégration de l'inverse du ratio de Mills.

La seconde étape consiste à régresser, par les moindres carrés ordinaires, l'équation représentant la productivité agricole des ménages de résultat tout en y incluant la variable latente T_i^* . On estime ensuite les paramètres β_j et δ au moyen de la méthode des moindres carrés ordinaires. Le rapport inverse de Mills est également intégré à l'équation sur la productivité agricole afin de limiter les potentielles distorsions causées par la corrélation entre les termes d'erreur de l'équation sur la productivité agricole et celles de l'équation de traitement.

L'existence d'un biais de sélection est testée par l'hypothèse que le coefficient estimé de l'inverse du ratio de Mills est nul dans le groupe traité. Les hypothèses sont les suivantes :

$$H_0 : \rho_1 \sigma_1 = 0$$

$$H_1 : \rho_1 \sigma_1 \neq 0$$

Si la t-value est inférieure à la valeur critique, il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse nulle d'absence de corrélation entre les termes d'erreur des équations de sélection et d'intérêt. Dans ce cas, il n'y a pas de biais de sélection significatif dans le modèle et, on peut appliquer la méthode des moindres carrés ordinaires pour estimer directement les coefficients β_j . Dans le cas contraire, on rejette H_0 et on conclue que des biais de sélection existent et que la décision de participation à une organisation paysanne et rurale est endogène au résultat. La méthode d'estimation en deux étapes permet alors l'obtention d'estimateurs β_j non biaisés. Il est alors possible d'obtenir une estimation de l'ampleur du biais de sélection et d'estimer l'effet réel de la participation à une organisation de producteurs sur la productivité agricole.

2.3 Présentation des données et définition des variables

Cette section présente la source de données, les techniques d'échantillonnage ainsi que les variables utilisées dans les différentes équations du modèle d'effet de traitement endogène.

2.3.1 Les données

Les données utilisées pour cette étude proviennent d'une enquête de base réalisée par un projet appelé « Convergence ». Elles ont été collectées par le Laboratoire d'Analyse Quantitative Appliqué au Développement – Sahel (LAQAD-S) de l'Université de Ouaga II (Burkina Faso) en collaboration avec l'International Food Policy Research Institute (IFPRI), l'Université de Goettingen (Allemagne), l'Université de Sokoine (Tanzanie) et l'Université Nationale (Rwanda).

Le projet de recherche « Convergence » a mené des recherches sur l'optimisation de l'impact des dépenses de services sociaux sur la productivité du travail agricole et les revenus dans les pays africains. L'étude a concerné le milieu rural sur tout le territoire national et les données, recouvrant les incidences sur les ménages ruraux au cours des 12 derniers mois précédant le passage de l'enquête, ont été obtenues auprès des membres actifs des ménages agricoles courant janvier-février 2011 en un passage unique.

Le projet étant à portée nationale, l'ensemble du milieu rural burkinabè a été subdivisé en 6 strates en fonction de la qualité des caractéristiques. Huit provinces sur les quarante-cinq que compte le pays ont été retenues à la suite sur la base de certains critères socioéconomiques tels que les potentialités agricoles, les indicateurs de santé et d'éducation, les critères de concentration des Organisations Non Gouvernementales (ONG). Dans chaque province, 2 départements ont été tirés de façon aléatoire et dans chaque département 4 ou 5 villages ont été sélectionnés. L'enquête a ainsi couvert 36 villages et dans chaque village, 15 ménages ont été tirés de façon aléatoire, soit au total 540 ménages enquêtés. Les disparités comportementales ainsi que les diversités régionales ont été prises en compte dans la répartition spatiale sur laquelle l'échantillonnage a mis l'accent.

La méthode d'administration des questionnaires est la base déclarative des ménages agricoles. De ces ménages, l'enquête s'est intéressée à la collecte d'informations leurs caractéristiques socioéconomique, démographique et institutionnelle, plus précisément leur situation sanitaire, l'éducation, les filets sociaux et leur production agricole.

2.3.2 Définition des variables

L'analyse de l'impact des organisations de producteurs sur la productivité agricole implique l'utilisation de certaines variables. La variable de traitement, la variable de résultat (ou d'intérêt) ainsi que les variables devant constituer les vecteurs X et Z des caractéristiques des ménages sont ainsi présentées. Les variables explicatives constituent celles appartenant au vecteur Z et X selon le modèle retenu, que ce soit celui de régression expliquant la productivité agricole du ménage i ou celui de sélection expliquant la probabilité d'appartenir à une organisation de producteurs. Par conception, X et Z peuvent contenir les mêmes variables ou pas selon que le chercheur suspecte que les variables explicatives de la sélection sont les mêmes ou sont différentes des variables explicatives du résultat. Z peut aussi être une partie de X si le chercheur suspecte que des variables supplémentaires affectent le résultat et non la sélection ou vice versa. Cependant, le ratio de Mills est très sensible à la colinéarité pouvant exister entre les deux équations et les variables explicatives de X sont souvent les mêmes que celle de Z . Ceci peut conduire à des procédures de

restriction des variables explicatives, la solution idéale étant de différencier totalement les variables indépendantes de Z de celles de X. Lorsque le vecteur Z est entièrement contenu dans X, l'identification de ρ et σ repose entièrement sur la non-linéarité de l'inverse du ratio de Mills. La contrainte de non linéarité peut être relâchée, en trouvant des variables explicatives au sein de Z qui soient distinctes des variables du vecteur X. Dans le choix des variables de nos vecteurs X et Z, c'est ce que nous avons fait.

• **L'équation de sélection :**

L'équation de sélection explique, comme dit plus haut, la probabilité que le ménage ait des membres qui appartiennent à une organisation de producteurs. Elle est estimée à la première étape. Plusieurs variables explicatives sont retenues pour constituer le vecteur Z. Certaines sont des caractéristiques individuelles du ménage, d'autres sont des caractéristiques propres à leur exploitation agricole et sur lesquelles les dirigeants des organisations ne peuvent avoir aucune influence (Barraud-Didier et Henninger, 2009.) Les variables sont les suivantes : le sexe du chef de ménage, le statut marital du chef de ménage (définie en quatre modalités selon que le chef de ménage soit monogame, polygame, célibataire, divorcé ou veuf) le nombre moyen d'années d'éducation des actifs du ménage (variable continue), le nombre d'années d'expérience agricole des actifs (variable continue), la superficie totale emblavée (variable continue en hectares), la valeur du stock des équipements du ménage à l'état neuf (variable continue en francs CFA), l'assistance (variable binaire égale à 1 si le ménage a bénéficié d'une assistance technique quelconque et 0 sinon), la valeur du stock en animaux (variable continue en francs CFA représentant la valeur du stock de bétail et de volailles), le nombre de parcelles possédées (variable continue)

• **L'équation de régression**

L'équation de résultat expliquant la productivité agricole est estimée à la seconde étape. Les variables sont :

- *la variable dépendante représentant la productivité agricole est approximée par la valeur monétaire par actif (en F CFA) de la production du ménage afin de rendre possible l'agrégation de plusieurs produits. Nous utilisons le logarithme népérien de la valeur monétaire par actif de la production du ménage.*
- *la variable de traitement est une variable binaire qui sera égale à un si l'individu a bénéficié du traitement et zéro sinon. Ainsi, un ménage sera considéré comme traité s'il existe des membres de ce ménage qui appartiennent à une organisation de producteurs ($T=1$) et les ménages du groupe de contrôle sont ceux dont aucun membre*

n'appartient à une organisation (T=0). Conformément à la base de données, un ménage traité est un ménage dont des membres appartiennent soit à un groupement de producteurs, soit à une coopérative de producteurs..

- *les variables explicatives constituant le vecteur de caractéristiques X sont : le sexe du chef de ménage : le statut marital du chef de ménage (définie en quatre modalités selon que le chef de ménage soit monogame, polygame, célibataire, divorcé ou veuf) l'éducation du chef de ménage (qui est égale à 1 si le chef de ménage a un niveau d'instruction primaire ou secondaire, s'il sait lire seulement ou lire et écrire en français, dans une langue nationale ou dans une autre langue), l'expérience agricole du chef de ménage approximée l'âge au carré, l'occupation principale du chef de ménage, le crédit total obtenu (variable continue), la superficie totale emblavée par le ménage (variable continue), l'utilisation de la traction animale (égale à un si le ménage utilise la traction animale, 0 sinon), la quantité totale de main d'œuvre utilisée (variable continue).*

En plus de ces variables, à cette deuxième étape, l'inverse de Mills, estimé à la première étape, est intégré comme régresseur.

2.4 Analyse descriptive de l'échantillon d'étude

Les deux groupes de ménages comportent ensemble 540 individus avec 42,96 % de traités. Dans ce groupe, environ 98%, c'est-à-dire la presque totalité des ménages, ont des chefs de sexe masculin ayant en moyenne environ 45 ans aussi bien dans l'échantillon total qu'à l'intérieur de chaque groupe. Du point de vue de l'éducation, la plupart des chefs de ménage (environ 85%) n'ont fréquenté aucune école ou n'ont pas été alphabétisés.

La description de l'échantillon d'étude a été complétée d'un test de différence pour une comparaison des ménages des deux groupes sur leurs caractéristiques observables. Le tableau I ci-dessous montre que des différences s'observent entre les ménages des deux groupes. Les plus significatives concernent le crédit total moyen obtenu par les ménages, la quantité moyenne de main d'œuvre employée par les ménages et les valeurs moyennes des stocks d'équipement et d'animaux possédées par les ménages. De manière générale, les ménages ne participant pas aux organisations de producteurs ont des caractéristiques au-dessus de celles des ménages participants.

Concernant la productivité agricole, l'analyse statistique montre une supériorité de celle des ménages participants par rapport aux non traités (212.484, 8 F CFA contre 131.328,5 F CFA). Ce résultat ne reflète néanmoins pas l'effet réel de la participation aux organisations de producteurs sur la productivité agricole. La méthode d'effet de traitement endogène permettra l'obtention de résultats plus robustes du fait de la

prise en compte, s'ils existent, des biais de sélection et surtout de leur ampleur mais aussi des caractéristiques inobservables. Ces résultats économétriques serviront à vérifier ces résultats statistiques qui pourraient cacher beaucoup d'autres informations.

Tableau I : Test de différence entre les groupes sur les caractéristiques observables

	Groupe de contrôle	Groupe de traitement	Différence
Age du Chef de ménage (en années)	44,69	45,43	-0,74
Statut marital (en %)	98,7	96,09	2,61**
Sexe du chef de ménage (en % = 1 si homme)	96,43	97,84	-1,41
Education du chef de ménage	13,63	15,51	1,88
Occupation du chef ménage	87,99	98,27	-10,28**
Le crédit total obtenu (en F CFA)	19082,74	63666,6	-44583,86***
Superficie totale (en hectares)	2,85	4,57	-1,72***
Quantité totale de main d'œuvre (en %)	283,98	395,99	-112,01***
Utilisation de la traction animale (en %)	42,20	56,03	-13,82***
Assistance (en %)	14,28	36,63	-22,35
Valeur du stock d'équipement (en F CFA)	42232,49	106805,1	-64572,58**
Valeur du stock d'animaux (en F CFA)	995811,4	849912,5	145898,9
Nombre de parcelles	2,85	3,76	-0,90***
Concentration d'ONG (forte)	38,63	32,75	5,87
Productivité agricole (FCFA)	131328,5	212484,8	-81156,3***

Source : données du Projet Convergence

***Significatif au seuil de 1%, ** Significatif au seuil de 5%, * Significatif au seuil de 10%

3. Participation aux Organisations de producteurs et productivité agricole

Nous présentons dans un premier temps les résultats du modèle probit de sélection, présentant la probabilité qu'un ménage participe à une organisation de producteurs et ensuite, ceux du modèle de régression par les moindres carrés ordinaires expliquant la productivité agricole. Nous terminons en présentant l'effet de la participation à ces organisations sur la productivité agricole des ménages.

Le tableau 2 ci bas présente les résultats des estimations des deux modèles, celui de sélection et celui de régression.

Tableau 2 : Estimation du modèle d'effet de traitement endogène

	Coefficients	P-Value
L'équation de régression (productivité agricole)		
Sexe du chef de ménage	-0,394	0,168
le statut marital du chef de ménage	-0,032	0,909
l'éducation du chef de ménage	-0,155	0,149
l'expérience agricole	-0,001***	0,000
l'occupation principale du chef de ménage	0,008**	0,032
le crédit total obtenu par le ménage	1,130E-06***	0,001
la superficie totale emblavée	0,030	0,199
l'utilisation de la traction animale	0,131*	0,094
La quantité totale de main d'œuvre utilisée	0,000	0,632
Constante	11,381	0,000
La variable traitement		
La participation à une organisation de producteurs	1,554***	0,000
L'équation de sélection		
Sexe du chef de ménage	-0,009	0,980
le statut marital du chef de ménage	0,445	0,245
Le nombre moyen d'années d'éducation des actifs	0,071*	0,096
Le nombre d'années d'expérience agricole des actifs	0,020**	0,034
La superficie totale emblavée	0,121***	0,000
la valeur du stock d'équipement	1,80E-06**	0,027
l'assistance technique	0,550***	0,000
le stock d'animaux	-3,96E-08	0,245
le nombre de parcelles agricoles du ménage	0,055	0,129
Constante	-1,853	0,001
L'inverse du ratio de Mills	-0,920	0,000
Rho	-0,881	

Sigma	1,044	
Nombre d'observations		535
Wald chi2(15)		163,310
Prob > chi2		0,000

*** Significatif au seuil de 1%, ** Significatif au seuil de 5%, * Significatif au seuil de 10%

Source : Données du projet 'Convergence'

Le test Khi carré de Wald de toutes les variables du modèle de régression, hormis la constante, est utilisé pour mesurer la qualité de l'ajustement du modèle. Ce test indique un résultat égal à 163,31 à 15 degré de liberté. Nous pouvons ainsi conclure que les variables explicatives utilisées dans le modèle de régression sont appropriées et qu'au moins une de ces variables a un effet non nul. En outre, les tests de signification individuelle montre que l'expérience agricole, l'occupation principale du Chef de ménage, le crédit total obtenu et l'utilisation de la traction animale influencent la productivité agricole du ménage à divers seuils. La participation des ménages aux organisations de producteurs est, elle, influencée par le nombre moyen d'éducation des actifs du ménage, le nombre d'années de leur expérience agricole, la superficie totale emblavée et le bénéficie d'assistance technique influencent quant à eux également à divers seuils.

3.1 Les déterminants de la décision de participation des ménages à une organisation de producteurs

La décision de participation des ménages aux organisations de producteurs est illustrée par l'estimation du modèle de sélection, un modèle probit.

Le nombre moyen d'années d'éducation des actifs influence positivement et significativement à un seuil de 10%, la décision d'appartenir à une organisation de producteurs. Cette variable permet de se faire une idée de la qualité du capital humain disponible dans le ménage. Le résultat nous indique que la décision de participation à une organisation paysanne est influencée par le niveau en capital humain des membres actifs du ménage. Dans la majorité des coopératives rurales en Afrique sub-saharienne, certes, les coopératives ont des membres analphabètes, mais lorsque les ménages ruraux ont en leur sein quelques membres instruits, cela leur permet de mieux comprendre les informations élémentaires mises à leur disposition sur les activités et les résultats de la coopérative et ainsi participer aux prises de décision (Breneman et al., 1994). En outre, en général, les ménages ayant un niveau d'instruction plus élevé possèdent une plus forte compétitivité et il leur est plus facile d'accepter de nouveaux modes d'exploitation, d'adopter de nouvelles techniques, de collecter des informations et ainsi de mieux se débrouiller dans leurs activités (Zhu, 2002).

La variable 'nombre d'années d'expérience agricole des actifs' agit positivement et de manière significative à 5% sur la probabilité de fréquenter une organisation de producteurs. En effet, l'expérience dans leurs activités agricoles influence la décision du ménage de fréquenter les organisations. L'expérience des membres du ménage dans leurs activités agricoles signifie une bonne connaissance de leur environnement de travail, des éventuels risques et donc des bienfaits des organisations en matière de protection et d'assurance. En outre, l'expérience agricole des actifs rend le ménage assez confortable dans l'activité de sorte que le coût d'opportunité pour l'action collective par rapport aux activités privées du ménage soit faible (Arcand, 2003).

Plus la superficie totale emblavée d'un ménage est élevée, plus il est probable que celui-ci fréquente une organisation de producteurs. Le coefficient de cette variable est ainsi positif et significatif au seuil de 1% et ce résultat pourrait s'expliquer par le fait que les besoins et les charges de travail augmentent lorsqu'un ménage a une grande superficie à mettre en valeur et ainsi, adhérer aux groupements ou coopératives et producteurs peut permettre d'avoir des avantages et des opportunités pour une meilleure gestion. Cette variable peut être considérée comme étant une approximation du capital naturel du ménage (Arcand, 2003)

La valeur du stock d'équipements possédés fait partie des variables qui traduisent la dotation en capital du ménage. Le coefficient est positif et significatif à 5% traduisant le fait que plus un ménage a une dotation en capital élevée plus facilement il fréquentera les organisations de producteurs. En effet, si certains ménages participent aux actions collectives pour compenser l'insuffisance de leur revenu agricole et donc pour s'assurer une certaine sécurité alimentaire, les autres mieux dotés, pourraient participer dans le but de développer des stratégies de diversification de leurs sources de revenu.

Bénéficier d'une assistance technique dans leurs activités agricoles peut influencer la décision des ménages de fréquenter les organisations de producteurs. Le coefficient de cette variable est en effet positif et significatif à 1%. Les différentes assistances dont peuvent bénéficier les ménages concernent l'introduction d'une nouvelle variété, l'analyse des sols, le traitement des parasites, les semences, les techniques de récolte, la gestion des exploitations, le marketing, la sélection et l'emballage. Les organisations de producteurs intègrent en leur sein, des dispositifs d'appui-formation à l'endroit de leurs membres. Ainsi, une fois que le ménage en a connaissance, les avantages pouvant en être tirés sont incitatifs pour une adhésion permanente aux organisations de producteurs.

Selon Shenyang et Fraser (2014), les coefficients significatifs indiquent les variables qui contribuent au biais de sélection. Dans le modèle de sélection, cinq variables sont concernées indiquant la présence de biais de sélection. Cela souligne l'importance d'une modélisation explicite de la productivité agricole des ménages.

3.2 Les déterminants de la productivité agricole des ménages

Le modèle de régression par les moindres carrés ordinaires est estimé à la seconde étape et donne les déterminants de la productivité agricole des ménages.

La variable « âge du chef de ménage au carré », est corrélée négativement à la productivité agricole du ménage. Significatif à 1%, ce résultat indique qu'avec l'évolution de l'âge du chef de ménage, la productivité agricole du ménage diminue. L'obtention d'un tel résultat pourrait trouver une explication en agriculture dans le fait que plus l'on prend de l'âge, plus la contribution à l'activité du ménage est faible. En outre, plus les décisions du ménage sont impulsées par une personne âgée, moins les résultats agricoles du ménage sont bons. Cette variable pourrait être considérée comme une approximation de l'expérience agricole du chef de ménage.

L'occupation principale du chef de ménage influence positivement la productivité agricole du ménage. Ce résultat, significatif à 5%, est conforme à nos attentes dans la mesure où plus de 92% des chefs de ménage travaillent dans l'agriculture. Ainsi, lorsque l'agriculture constitue l'activité principale du chef de ménage, cela influence positivement les résultats du ménage. Au sein du ménage, le pouvoir de décision revient au chef de ménage et son activité principale est susceptible d'influencer l'exercice de ce pouvoir au profit des membres du ménage (Zahonogo, 2009).

Obtenir un crédit a un effet également positif et significatif à 1% sur la productivité agricole. L'accès au crédit permet aux ménages de subvenir à leurs besoins et développer leur activité par la mécanisation, l'utilisation d'intrants, etc et de ce fait, nous pouvons considérer ce résultat conforme à nos attentes. Ce résultat est également conforme à ceux trouvés par Naidu et al. (2013), Naheed et al (2013), Bashir et al (2010), Ahmad (2011), Shah et al (2008), Ayaz et Hussain (2011), Sunny (2013) ainsi que Reyes et al (2012).

L'utilisation de la traction animale par le ménage influence positivement et de façon significative à 10% la productivité agricole du ménage. La traction animale est signe de progrès technologique et permet d'accroître considérablement les surfaces cultivées et les rendements agricoles en milieu rural améliorant ainsi le bien-être des ménages (Zahonogo, 2009 ; Combarry et Savadogo, 2014).

Les variables 'stock d'animaux' et 'nombre de parcelles agricoles' ne sont pas significatives. Ce sont des variables qui approximent le patrimoine ou capital physique du ménage nous emmenant en conclusion que le statut économique d'un ménage ne détermine pas forcément son résultat agricole.

3.3 Impact du traitement sur la productivité agricole et existence de biais de sélection

Cette partie fait ressortir l'impact de la participation aux organisations de producteurs sur la productivité agricole. A la suite de cela, la vérification de l'existence de biais de sélection sera effectuée.

3.3.1 Des effets du traitement sur la productivité agricole

L'effet de la sélection c'est-à-dire de la participation du ménage à une organisation de producteurs est donné par le coefficient de la variable « participation à une organisation de producteurs » contenu dans le tableau des résultats du modèle de régression par les moindres carrés ordinaires. Ce modèle a été estimé en introduisant parmi les variables explicatives, l'inverse du ratio de Mills, obtenu préalablement par l'estimation, à la première étape, du modèle probit explicatif de la participation du ménage à une organisation de producteurs. L'introduction de cette variable permet d'estimer l'effet réel des variables explicatives sur la productivité agricole des ménages et de limiter les potentielles distorsions liées à la corrélation entre les termes d'erreur des deux équations.

Le coefficient de la variable « participation à une organisation de producteurs » est un indicateur de l'impact net du programme du biais de sélection observé. Le coefficient de cette variable est positif et significatif à 5% indiquant que les ménages participant à des organisations de producteurs ont une productivité agricole supérieure de 1,554% à celui des ménages non traités. Ce résultat est conforme à nos attentes et à ceux de Kolade et Harpham (2014), Verhofstadt et Maertens (2014), Abate et al. (2013), Adebaw et Haile (2013) et Holmgren (2011) confirmant la théorie relative aux organisations de paysans et leurs effets positifs sur leurs membres.

3.3.2 De l'existence de biais de sélection

Pour déterminer l'existence d'un biais de sélection ainsi que son ampleur, nous nous intéressons à présent à l'inverse du ratio de Mills. Le coefficient de cette variable correspond au produit de ρ (0,954) et de σ (1,048), ρ étant la corrélation entre les termes d'erreur des équations de sélection et de régression et σ , la variance du terme d'erreur de l'équation de régression. La significativité au seuil de 5% du coefficient de l'inverse du ratio de Mills confirme la présomption de l'existence d'un biais de sélection. Il y a donc des variables qui influencent à la fois la participation à une organisation de producteurs et la productivité des ménages, et un biais d'endogénéité du traitement sur la productivité. Le recours à la méthode d'estimation en deux

étapes est justifié, puisque la décision du traitement apparaît, dans ces conditions, endogène au niveau de productivité.

La valeur et le signe du coefficient de l'inverse du ratio de Mills indiquent l'ampleur et le sens du biais de sélection. Ce coefficient est négatif et égal à -0,92. Cela indique que l'impact des organisations de producteurs sur la productivité agricole des ménages traités est de 0,92% supérieur à ce qu'il devrait être du fait des caractéristiques inobservables.

4. Conclusion et implications de politiques économiques

Cet article avait pour objectif d'analyser l'impact des organisations de producteurs sur la productivité agricole au Burkina Faso. Il a permis de montrer, à partir du modèle d'effet de traitement endogène, que les ménages participant à des organisations de producteurs réalisent un gain net positif de productivité agricole par rapport aux non traités. Les résultats permettent donc de conclure que les organisations de producteurs améliorent la productivité agricole en milieu rural au Burkina Faso.

La première étape du modèle d'effet de traitement endogène a permis d'estimer un modèle de sélection, modèle probit explicatif de la probabilité pour un ménage d'appartenir à une organisation de producteurs. Les résultats de cette estimation ont mis en exergue des déterminants de la décision de participation à une organisation tels que le niveau d'éducation des actifs, leur expérience agricole, la superficie totale emblavée, le stock d'équipement et le bénéfice d'assistance technique.

La seconde étape a permis d'estimer un modèle de régression par les moindres carrés ordinaires expliquant la productivité agricole et introduisant dans les variables explicatives comme correcteur de biais, l'inverse du ratio de Mills. Des déterminants de la productivité agricole ont alors pu être mis en évidence et sont l'expérience agricole du chef de ménage, son occupation principale, le crédit total obtenu par le ménage et l'utilisation de la traction animale. C'est également cette étape qui a permis de faire ressortir l'effet des organisations paysannes sur la productivité agricole.

Les résultats obtenus permettent de tirer plusieurs implications en termes de stratégies d'amélioration de la productivité agricole. Nous proposons que des politiques encourageant les petits agriculteurs puissent être entreprises pour leur permettre, face aux grands exploitants, d'être compétitifs sur le marché. La fixation des prix des produits devrait par exemple tenir compte du rendement à l'hectare le plus faible. Des mesures d'encouragement pouvant se matérialiser par des subventions ciblées aux petites exploitations agricoles devraient être entreprises également. Le milieu rural comporte au Burkina Faso, plus de 80% de la population, vivant majoritairement

de l'agriculture et ayant un niveau de pauvreté assez élevé. Ces petites exploitations agricoles qui dominent le paysage rural devraient ainsi être la priorité des différentes politiques agricoles et ce, pour un développement du secteur et la baisse du niveau de pauvreté. Les réflexions de formes d'organisations de producteurs intégrant toutes les réalités du monde agricole permettant une amélioration des services et produits offerts devraient être renforcées. Enfin, il est nécessaire d'associer les organisations, les institutions étatiques et les entreprises privées à l'élaboration de solutions adaptées aux conditions concrètes et socioéconomiques locales.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Abate G. T., Francesconi G. N. And Getnet K. (2013), "Impact of agricultural cooperatives on smallholders' technical efficiency: evidence from Ethiopia", Euricse Working Paper n. 50/13

Adebaw, D., And M.G. Haile. (2013). 'The impact of cooperatives on agricultural technology adoption: Empirical evidence from Ethiopia'. Food Policy 38: 82-91

Ahmad, N. (2011) 'Impact of institutional credit on agricultural output: a case study of Pakistan', theoretical and applied economics, Vol XVIII, N°10-563, pp 99-120.

Arcand J. L. et al (2003) : « Organisations paysannes et développement rural au Burkina Faso »; Centres d'Etudes et de Recherche sur le Développement International, Université d'Auvergne, Clermont-Ferrand.

AFDI (2010), « Rapport d'orientation 2010. Des mondes agricoles unis face au défi alimentaire »

Ayaz, S. and Hussain, Z. (2011), 'Impact of institutional credit on production efficiency of farming sector: a case study of district Faisalabad', Pakistan Economic and Social Review, Vol. 49, No. 2, pp. 149-162.

Banque mondiale (2008), « Rapport sur le développement dans le monde 2008. L'agriculture au service du développement », banque mondiale, Washington DC.

Barraud-Didier, V. et Henninger, M.C. (2010) 'Quels déterminants de la

fidélité des adhérents de coopératives agricoles'. Ecole chercheurs PSDR 3, Carcans.

Bashir, M.K., Memood, Y. and Hassan S. (2010) 'Impact of agricultural credit on productivity of wheat crop: evidence from Lahore, Punjab, Pakistan', Pakistan Journal of agricultural sciences, Vol 47(4), 405-409

Brenneman L. et al, (1994), « Le développement des coopératives et autres organisations : le rôle de la Banque Mondiale », Document technique n° 199, juillet, 125 p. (O).

Bernard T., Spielman D.J (2009) 'Reaching the rural poor through rural producer organizations? A study of agricultural marketing cooperatives in Ethiopia', Food Policy.

Bernard, T., A.S. Taffesse, and E. Gabre-Madhin. (2008) 'Impact of cooperatives on smallholders' commercialization behavior: evidence from Ethiopia'. Agricultural Economics 39(2): 147-161

Brodaty T., Crépon B. et Fougère D. (2001), « Using Kernel Matching Estimators to Evaluate Alternative Youth Employment Programs : Evidence from France 1986-1988 », dans Econometric Evaluations of Labour Market Policies, Lechner M. et Pfeiffer F. (éds), Heidelberg, Physica Verlag, pp. 85-124.

Combary S. et Savadogo K. (2014), « Les Sources de croissance de la productivité globale des facteurs dans les exploitations cotonnières du Burkina Faso », Université Ouaga II, Burkina Faso.

De Janvry A., Sadoulet E. (2004) 'Organisations paysannes et développement rural au Sénégal', Berkeley, Université de Californie pour la Banque mondiale, 97p.

Del Ninno, C., et Mills, B. (2015) 'Les filets sociaux en Afrique: Méthodes efficaces pour cibler les populations pauvres et vulnérables en Afrique. Série Forum pour le Développement de l'Afrique. Washington, DC: Banque mondiale.

Fisher, E., and M. Qaim. (2012), 'Linking smallholders to markets: Determinants and impacts of farmer collective action in Kenya', World Development 40(6): 1255-1268 <http://donnees.banquemondiale.org/pays/burkina-faso>

Gisaro C. et Madeberi Y. B.I (2013), ‘la structuration du monde paysan au rwanda : cas des coopératives et des stations de lavage de café de Maraba et de Karaba, District de Huye’, Thèse de Doctorat, Université de Liège-Gembloux.

Hazell, P., Poulton, C., Wiggins, S., & Dorward, A. (2010). The Future of Small Farms: Trajectories and Policy Priorities. *World Development*, 38(10), 1349– 1361.

Heckman, J. (1979), “Sample selection bias as a specification error”, *Econometrica*, Vol. 47, n°1, pp. 153-161

Herbel D., Crowley E., Ourabah Haddad N. Et Lee M. (2012), ‘Des institutions rurales innovantes pour améliorer la sécurité alimentaire’, FAO, Rome, 119 pp.

Holmgren, C. (2011). Do Cooperatives Improve the Well-being of the Individual? A case Study of a Bolivian Farmers’ Cooperative. Unpublished dissertation (B.Sc), Lund University.

International Food Policy Research Institute (2000) ‘Les femmes ou la clé de la sécurité alimentaire’ <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/15893/1/mi00fe01.pdf>, consulté le 22 aout 2015.

Kirsten, J.F., Dorward, A.R., Poulton, C. & Vink, N. (2009). ‘Institutional Economics Perspectives on African agricultural Development’, IFPRI, Washington DC.

Kolade O.; Harpham T. (2014). Impact of cooperative membership on farmers’ uptake of technological innovations in southwest Nigeria. *Development Studies Research*. Vol.1, Issue 1, pp. 340-353.

Loveluck W. (2008) « Potentialités de financement de l’économie agricole et rurale dans une zone de migration : les caisses autogérées de Kayes au Mali », Mémoire d’ingénieur spécialisé en agronomie tropicale, IRC, 174p.

Maiga A. (2006), « La marginalisation des organisations paysannes (OP) : analyse des conditions de politisation et de syndicalisation du mouvement paysan au Burkina Faso », *VertigO - la revue électronique en sciences de l’environnement* , Volume 7 Numéro 3

Markelova, H., R. Meinzen-Dick J. Hellin, and S. Dohrn. (2009), “Collective action for smallholder market access”, *Food Policy* 34(1): 1-7

Mercoiret M.R., Pesche D., Bosc P.M. (2007) ‘Les organisations paysannes et rurales pour un développement durable en faveur des pauvres : compte-rendu de l’atelier de Paris France, 30-31 octobre 2006’, Montpellier, CIRAD, 45p.

OCDE (2012) Cadre d’action pour l’investissement agricole au Burkina Faso au Burkina Faso, OCDE publishing.

Naheed, Z., Muhammad, Z.A, Sonila, H. and Irfan, M. (2013) ‘Institutional credit arrangement and their implication on agricultural income in the selected villages of Rawalpindi District’, Pakistan Journal of agricultural research, Vol.26, N°2.

Naidu, V.B., Sankar, A.S. and Kumar P.S. (2013) ‘Impact of agricultural credit on agricultural production and productivity’, Asia Pacific Journal of Social Sciences, Vol 1, pp 173-179.

Reyes, A., Lensink, R. Kuyvenhoven; A. and Moll Henk (2012) ‘Impact of access to credit on farm productivity of fruit and vegetable growers in Chile’, selected poster prepared for presentation at the international association of agricultural economist (IAAE) triennial conference, Brazil 18-24 aout 2012.

Roy, A.D. (1951), “Some thoughts on the distribution of earnings”, Oxford Economic Papers, Vol. 3, pp. 135–146

Shah M. K., Khan H., Jehanzeb and Khan Z. (2008), ‘Impact of Agricultural credit on farm productivity and income of farmers in mountainous agriculture in northern Pakistan: a case study of selected villages in District Chitral’, Sarhad Journal of Agriculture. Vol.24, No.4, 2008.

Shenyang Y. G. et Fraser M. W. (2014) ‘Propensity Score Analysis: Statistical Methods and Applications’ SAGE Publications, seconde edition, 448p

Shiferaw, B., G. Obare, G. Muricho, S. and Silim (2009), “Leveraging institutions for collective action to improve markets for smallholder producers in less-favored areas”, African Journal of Agricultural and Resource Economics 3(1): 1–18

Side C.S. (2013) 'Stratégie de mécanisation de l'agriculture familiale en Afrique subsaharienne', Mémoire IAD Supagro, Montpellier

Soulama S. (2003) : « Le Groupement villageois : Pertinence d'une organisation d'économie sociale au Burkina Faso »; Économie et Solidarités, volume 34, numéro 1, 2003, p.136-155

Sunny, I.O. (2013) 'The impact of commercial Bank's credit to agriculture on agricultural development in Nigeria: an econometrics analysis', International Journal of business, humanities and technology, Vol 3, N°1

Verhofstadt, E., Maertens, M. (2014) 'Can agricultural cooperatives reduce poverty? Heterogeneous impact of cooperative membership on farmers' welfare in Rwanda, Bioeconomics Working Paper Series, Université de Louvain.

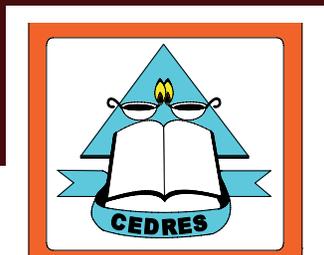
Verhofstadt, E. et Maertens, M. (2013) 'Cooperative membership and agricultural performance: Evidence from Rwanda', Bioeconomics Working Paper Series 2013/6, Centre for Agricultural and Food Economics, Université catholique de Louvain, 47p.

Zahonogo, P (2009), « Evaluation des impacts économiques de la phase de sortie du projet d'appui au secteur de l'énergie (pase ω) », rapport final, UICN Programme du Burkina Faso.

Zett J.B. (2013) 'Les organisations d'économie sociale et solidaire au Burkina Faso et les pouvoirs publics : Etude de cas nationale, Université Ouaga II.

Zhu, N. (2002). «Déterminants de la participation aux activités non-agricoles et du revenu des ménages ruraux : le cas de la Chine». CERDI, études et documents, , 19p.

Zongo S.A., (2012) 'Analyse de l'impact socio-économique de l'entreprise de services et organisation des producteurs de Léo sur les producteurs de soja de la province de la sissili', Mémoire de Master, UFR SH, Université de Ouagadougou



03 BP 7210 Ouagadougou 03. Burkina Faso
Tél. : (+226) 25 33 16 36 Fax : (+226) 25 31 26 86
Email : lecourrier@cedres.bf , Site web : www.cedres.bf