

UNIVERSITE OUAGA II

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

REVUE ECONOMIQUE ET SOCIALE AFRICAINE

SÉRIES ÉCONOMIE

Efficacité des institutions de microfinance dans l'UEMOA :
évidences au Benin

Denis ACCLASSATO HOUENSOU

Efficacité technique de l'agriculture contractuelle : Revue de littérature
Adassé Christophe CHIAPO

Qualité des institutions et corruption dans la chaîne de mobilisation des ressources
et des dépenses publiques au sein d'un pays en développement : une remise en
cause de l'efficacité des politiques incitatives de lutte contre la corruption
Antoine YERBANGA

Dépendance énergétique et croissance économique au Togo
Abdou-Fataou TCHAGNAO

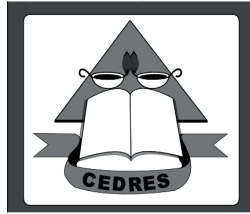
Effet de la structure du marché bancaire sur le risque de crédit et le niveau de
financement des économies de l'UEMOA
Salimata LOABA

Effets des régimes de change sur l'inflation en Afrique sub-Saharienne :
une évaluation empirique
Lassana YOUGBARE

Corporate Environmental Responsibility of Mining Industry in Madagascar :
A Case study
Jérôme Ballet, Kevin Lompo, Mahefasoa Randrianalijaona

Productivité Agricole et Diversité Alimentaire au Burkina Faso
Habi KY et Sandrine DURY

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°65

Séries économie

1^{er} Semestre 2018

SOMMAIRE

| | |
|--|------------|
| Performance et sentiers d'efficacité des institutions de microfinance dans l'UEMOA : évidence au Bénin | 01 |
| <i>Denis ACCLASATO HOUENSOU</i> | |
| Efficacité technique de l'agriculture contractuelle : Revue de littérature..... | 25 |
| <i>Adassé Christophe CHIAPO</i> | |
| Qualité des institutions et corruption dans la chaîne de mobilisation des ressources et des dépenses publiques au sein d'un pays en développement : une remise en cause de l'efficacité des politiques incitatives de lutte contre la corruption..... | 50 |
| <i>Antoine YERBANGA</i> | |
| Dépendance énergétique et croissance économique au Togo..... | 76 |
| <i>Abdou-Fataou TCHAGNAO</i> | |
| Effet de la structure du marché bancaire sur le risque de crédit et le niveau de financement des économies de l'UEMOA | 99 |
| <i>Salimata LOABA</i> | |
| Effets des régimes de change sur l'inflation en Afrique sub-Saharienne : une évaluation empirique..... | 117 |
| <i>Lassana YOUGBARE</i> | |
| Corporate Environmental Responsibility of Mining Industry in Madagascar : A Case study | 145 |
| <i>Jérôme Ballet, Kevin Lompo, Mahefasoa Randrianalijaona</i> | |
| Productivité Agricole et Diversité Alimentaire au Burkina Faso..... | 160 |
| <i>Habi KY et Sandrine DURY</i> | |

EDITORIAL

Le premier numéro de l'année 2018 (N°65) présente huit articles et s'inscrit sous l'angle de la régularité et de la qualité. Les thèmes de recherche abordés sont de type variés avec le taux de change, les déterminants de crédit ou encore les relations croissance production manufacturière. Des questions microéconomiques sont traitées telle l'efficacité en micro finance, la vulnérabilité à la pauvreté et les chocs climatiques.

Dans le premier article, **D. ACCLASSATO** (Université d'Abomey-Calavi) mesure l'efficacité technique des institutions micro finance. Par la méthode DEA multicritères, l'auteur montre que le statut de l'institution de microfinance ne garantit pas sa réussite sur le marché.

A. CHIAPO (Institut National Polytechnique Félix Houphouët-Boigny) dans le second article fait une revue de la question d'efficacité technique pour l'agriculture contractuelle. Il énonce la théorie de l'efficience X et celle des contrats comme fondements théorique de la question. L'auteur comme outil de mesure les modèles frontières de production et les modèles a variable dépendante limitée.

Le troisième article d'**Antoine YERBANGA** (Université Ouaga2) analyse la stratégie dominante dans un jeu ou les politiques de lutte contre la corruption, de mobilisation des recettes et des dépenses publiques sont différentes stratégie devant conduire à la recherche d'un optimum.

Abdou-Fataou TCHAGNAO (Université de Kara) met en balance les effets d'importation de l'énergie aux effets d'incorporation sur la croissance. Il montre que les effets positifs d'incorporation l'emportent sur ceux négatifs d'importation pour un pays exclusivement dépendant des importations.

Le cinquième article de **Salamata LOABA** (Université Ouaga 2) traite de l'effet de la structure du marché bancaire de l'UEMOA sur le risque de crédit. L'auteur montre que la faible concurrence sur le marché bancaire induit une hausse sur le risque de crédit.

Lassana YOUGBARE (Université Ouaga 2) dans le sixième article fait une analyse des effets des régimes de change fixe, intermédiaire et flottant sur le niveau de l'inflation en Afrique subsaharienne. L'auteur approfondit son analyse par une comparaison des effets intra et inter régime de change selon les quantiles d'appartenance.

Dans le septième article de ce numéro, **Jérôme Ballet et al.** passent en revue la responsabilité environnementale pour l'entreprise minière. Les auteurs analysent la pertinence du principe de compensation au regard de son caractère inclusif.

Habi KY (Université Ouaga 1) et **Sandrine DURY** (CIRAD) identifient les déterminants de la diversité alimentaire en milieu rural. Les auteurs mettent en avant comme résultats l'efficacité technique comme un déterminant fondamental.

Pr Idrissa OUEDRAOGO

Directeur de Publication

Productivité Agricole et Diversité Alimentaire au Burkina Faso

Habi KY

Enseignant chercheur en économie à l'Université Ouaga I

Sandrine DURY

Chercheur au MUSE, Cirad, UMR Moisa.

Résumé

Cet article analyse l'influence de l'efficacité technique de la production agricole sur le score de diversité alimentaire des ménages dans cinq régions du Burkina Faso. Les résultats de l'estimation d'un modèle poisson et de l'analyse de la corrélation montrent que l'efficacité technique a un effet positif sur la diversité alimentaire. En outre, les potentialités agricoles des régions et l'exercice d'une deuxième activité par les producteurs ont également un impact positif sur la diversité alimentaire du ménage. Les interventions agricoles en vue d'un meilleur accès des ménages à une alimentation diversifiée devraient tenir compte des caractéristiques régionales et aussi des possibilités d'exercice d'une deuxième activité par les producteurs.

Abstract

This paper analyzes the effect of technical efficiency on household dietary diversity in five regions of Burkina Faso. The correlation analysis and the results of Poisson estimator show that the effect is meaningfully positive. Furthermore, the regional agricultural potentialities and the second activity of the farmer have also a positive impact on household dietary diversity.

The factor such as regional agricultural potentialities and the second activity of the farmer can orient agricultural intervention to improve household dietary diversity.

1. Introduction

Au Burkina Faso, la malnutrition touche 45 % de la population alors que 80 % de la population travaillent dans le secteur agricole. Mais ce secteur n'est pas efficace et ne croît que de 3 % par an alors que la population augmente de 3,4 %.(Zono, 2003). Pourtant, la théorie «Boserupienne» démontre que la croissance démographique génère d'elle même une intensification de la production agricole en vue de répondre à l'accroissement de la demande à condition de laisser les marchés révéler les prix réels qui expriment la rareté relative des facteurs de production et des produits (Jouve, 2006). L'accroissement de la production se produit «naturellement» à travers l'adaptation des techniques. La thèse d'une sécurité alimentaire fondée sur le développement agricole est soutenue également par Stringer et Pingali (2004) qui considèrent le développement de l'agriculture comme étant la meilleure option pour la réalisation de la sécurité alimentaire notamment en raison de son impact positif sur les conditions de vie des pauvres. Par ailleurs, une étude menée par l'IFPRI montre que l'augmentation de la production de produits de base en Afrique permettrait d'accroître considérablement la sécurité alimentaire (Braun, 2008).

L'accroissement du volume de la production agricole est certes nécessaire à la réduction de la faim mais non suffisante car la lutte contre la faim passe également par l'accroissement de la productivité agricole. L'augmentation de la productivité agricole réduirait donc la pauvreté et la faim (Pardey et al., 2006). Il faut alors lever toutes les entraves à l'amélioration de la productivité et de la production agricole pour assurer la sécurité alimentaire en Afrique Subsaharienne (Boussard et al., 2005). Parmi ces entraves, Zono (2003) montre qu'au Burkina Faso, la faiblesse du niveau d'éducation des producteurs est une des causes de la faible efficacité de la production agricole. La productivité augmenterait alors si les agriculteurs produisaient plus efficacement.

Pour la Banque Mondiale. (2008), réaliser la sécurité alimentaire requiert que les denrées soient disponibles, accessibles et utilisées de manière adéquate. La diversité de l'alimentation, (comme indicateur de la qualité de l'alimentation des ménages) est donc une des dimensions de la sécurité alimentaire. Analysant les déterminants de la diversité alimentaire, Sibhatu et al. (2015) montrent qu'une plus grande efficacité des systèmes de production plus spécialisés et orientés vers le commerce a de meilleurs effets sur la diversité de la consommation alimentaire. C'est pourquoi cet article s'est fixé pour objectif d'analyser la relation entre l'efficacité technique et la diversité alimentaire des ménages. Des études menées au Burkina ont abordé la question de la sécurité alimentaire sous forme de vulnérabilité (Nakelse et Ouedraogo, 2011 ; DGPER³, 2009 ; DGESS⁴, 2014). Le présent article s'intéresse à une dimension qualitative de la sécurité alimentaire : la diversité alimentaire du ménage. Son apport principal est d'analyser la relation entre diversité alimentaire et l'efficacité technique de la production agricole des

³ Direction Générale de la Promotion de l'Economie Rurale

⁴ Direction Générale des Etudes et des Statistiques Sectorielles

ménages. Il apporte ainsi une explication microéconomique de la relation entre productivité agricole et sécurité alimentaire en s'intéressant à une dimension spécifique de chaque composante.

Cette étude utilise des données collectées en 2011, 2012 et 2013 dans le cadre d'une recherche collaborative entre l'UFR/SEG de l'université Ouaga II et l'institut de recherche internationale (IER) de l'université de Hitotsobathi à Tokyo (Japon). La zone d'étude couvre les régions de la Boucle du Mouhoun, des Cascades, des Hauts Bassins, du Nord et du Sahel. Les données récoltées concernent la production agricole, la consommation, l'accès aux services sociaux et les activités non agricoles menées par les ménages.

La suite de l'article est organisée en trois sections. La première expose la méthodologie d'analyse. La deuxième présente les données sur les principales caractéristiques descriptives des exploitations agricoles et des scores de diversité alimentaire. Les résultats de l'estimation de l'efficacité technique et de l'analyse de la relation entre l'efficacité technique et la diversité alimentaire sont analysés dans la troisième section.

2. Méthodologie

La méthode d'analyse consiste à estimer d'abord l'efficacité technique à partir d'une frontière de production ; à calculer ensuite les scores de diversité alimentaire des ménages à l'aide de la méthode proposée par FANTA⁵ et enfin à estimer à l'aide d'un modèle poisson la relation entre l'efficacité technique et les scores de diversité alimentaire après avoir analysé la corrélation entre ces deux notions.

2.1. Mesures de l'efficacité technique

Une fonction de production établie, sous sa forme la plus générale, une relation entre les « intrants » et les « extrants ». Elle peut être aussi conçue comme une frontière, celle du possible pour une entreprise ou toute autre unité de décision. Le terme de frontière fait donc référence à une fonction limite. Pour Perelman (1996), la frontière est une sorte d'enveloppe, qui coïncide souvent avec l'ensemble des points identifiés comme représentatifs de la meilleure pratique dans le domaine de la production, et par rapport à laquelle, la performance de chaque entreprise pourra être comparée. La méthodologie des frontières permet l'identification, la mesure et l'analyse de l'efficacité technique ou productive.

Deux paradigmes sont concurrents dans la manière de construire la frontière et d'en dériver l'estimation des efficacités relatives : l'approche non paramétrique et l'approche paramétrique. Le premier implique le recours aux techniques de programmation mathématique et procède de l'extension des travaux initiaux de Farrell (1957). Le second requiert l'utilisation de l'économétrie. Le choix entre les deux approches n'est pas toujours facile. Fecher et Bosman (1992) recommandent de se baser sur la connaissance que l'on a de la technologie du secteur étudié. L'approche paramétrique

⁵ Food and Nutrition Technical Assistance (FANTA)

par l'usage des fonctions de production stochastique a été grandement utilisée ces dernières années à cause de la rigueur économétrique introduite (Nkamleu et al. 2006). Les modèles de frontière stochastique sont adaptés à la logique de maximisation de l'output ou de minimisation de l'input dans le processus de production agricole car tous les facteurs qui influencent l'efficacité ne sont pas contrôlables par le producteur. Ces dernières décennies, l'utilisation de données de panel pour estimer l'efficacité technique de la production s'est accrue (Rashidghalam et al., 2016). Ces modèles ont l'avantage de générer des estimateurs non biaisés en tenant compte de différents aspects de la production (variance temporelle, hétéroscédasticité, persistance de l'effet de l'efficacité technique).

En considérant la généralisation de la première génération des modèles de panel qui suppose que l'inefficacité dépend des spécificités individuelles, le modèle peut se présenter de la manière suivante (Battese and Coelli 1988) :

$$y_{it} = \alpha + f(x_{it}; \beta) + v_{it} + u_i$$

Où y_{it} est le logarithme de l'output mesuré pour l'exploitation agricole i ; à la date t ; α est la constante ; $f(x_{it}; \beta)$ est la technologie de production ; x_{it} est le vecteur des inputs (en logarithme) ; β est le vecteur des paramètres à estimer ; v_{it} sont des variables aléatoires, normalement distribuées, correspondant à l'erreur de mesure ; u_i : des variables aléatoires positives normalement distribuées mesurant l'*inefficacité technique*. Les paramètres du modèle peuvent être estimés en faisant des hypothèses suivantes sur la distribution du terme d'erreur v_{it} et du terme d'inefficience u_i .

$v_{it} \rightarrow N(0, \sigma_v^2)$ et $u_i \rightarrow N^+(0, \sigma_u^2)$ ou $N^+(\mu, \sigma_u^2)$, et u_i et v_{it} sont indépendants entre eux et indépendants des variables explicatives.

La technique de Jondrow et al. (1982) permet d'obtenir une estimation de l'inefficacité technique spécifique à chaque producteur à partir des paramètres estimés (Kumbhakar et al., 2014).

Si les u_i sont des paramètres fixes (modèle à effet fixe), ils peuvent être combinés avec la constante, c'est-à-dire que $\alpha_i = \alpha + u_i$ où α_i est l'effet spécifique du producteur i . L'inefficacité u_i peut être estimée par $\hat{u}_i = \max_i \{\hat{\alpha}_i\} - \hat{\alpha}_i \geq 0$ où $\hat{\alpha}_i$ est l'effet fixe du producteur i dans le modèle standard de données de panel. Cette manière d'estimer \hat{u}_i rend les producteurs qui ont une valeur $\hat{\alpha}_i$ élevée très efficaces et l'inefficacité des autres producteurs est relative à ces meilleurs producteurs. L'avantage de cette approche est qu'il n'est pas nécessaire de faire des hypothèses sur la distribution des u_i .

Le degré d'efficacité est obtenu en divisant la production effective par la production correspondante sur la frontière. Et comme nous avons un modèle sous la forme logarithmique, l'efficacité est donnée par $\exp(-u_i)$ (N'Gbo, 1994).

2.2. Mesure de la diversité alimentaire

Le score de diversité alimentaire des ménages (SDAM) correspond au nombre de groupes d'aliments consommés par le ménage. Il fournit un instantané de la capacité économique d'un ménage à accéder à des aliments variés. La FAO utilise les dernières 24 heures comme période de référence. Cette période de rappel ne fournit pas d'indication sur le régime alimentaire habituel d'une personne donnée, mais permet d'évaluer le régime alimentaire au niveau de la population. Il existe plusieurs autres périodes valides en matière de rappel de la consommation alimentaire, comme les trois ou sept derniers jours, et, pour certains aliments, le dernier mois (Kennedy et al. 2013). Une période de rappel de la consommation alimentaire sur 7 jours a été utilisée dans le présent article pour estimer le score de diversité alimentaire du ménage.

Le nombre de groupes d'aliments qu'il est proposé d'inclure dans le SDAM est le fruit d'une synthèse des résultats de recherche disponibles. Le SDAM a été élaboré à partir des groupes d'aliments proposés par FANTA (Swindale et Bilinsky, 2006). Il n'y a pas de consensus international sur les groupes d'aliments à inclure dans les scores (Kennedy et al. 2013). Douze groupes d'aliments sont proposés pour le SDAM :

(1) les céréales ; (2) les racines et tubercules blancs ; (3) les légumes ; (4) les fruits ; (5) la viande ; (6) les œufs ; (7) les poissons et les fruits de mer ; (8) les légumineuses, noix et graines ; (9) le lait et les produits laitiers ; (10) les huiles et graisses ; (11) les sucreries ; (12) les épices, condiments et boissons.

2.3. Présentation générale du modèle de régression Poisson

Le modèle de poisson est approprié pour analyser les données de comptage comme le score de diversité alimentaire du ménage. En plus, la distribution des scores de diversité alimentaire en fonction des scores d'efficacité technique (annexe 2) soutient l'utilisation d'un tel modèle.

Dans la modélisation des processus de comptage, ici le score de diversité alimentaire du ménage, deux sortes de modèle sont couramment mis en œuvre : le modèle de poisson et le modèle binomial négatif. On trouve une littérature abondante sur l'utilisation de ces modèles : Greene (1994), Yau et al. (2003), Yang et al. (2007). Cependant, ces modèles ont été très peu utilisés en production agricole. On ne peut que citer Sibhatu et al., (2015) qui ont estimé les effets de l'accès au marché, la diversité de la production agricole et du revenu non agricole sur la diversité alimentaire à partir d'un modèle poisson sur les données de plusieurs pays (Indonésie, Kenya, Ethiopie et Malawi). Notre démarche empirique est nouvelle dans la mesure où elle concerne uniquement des données burkinabè et que nous utilisons l'efficacité technique comme indicateur de la productivité agricole.

Rappelons que dans un modèle de Poisson, la probabilité pour qu'une variable aléatoire Y (le score de diversité alimentaire) prennent la valeur y_i ($y_i = 1, 2, \dots, 12$) pour un ménage i est donnée par : $P(Y = y_i / X_i) = \frac{e^{-\lambda_i} \lambda_i^{y_i}}{y_i!}$ où le paramètre λ_i dépend du vecteur X_i des caractéristiques du ménage i par une équation log linéaire, à savoir : $\ln \lambda_i = X_i' \beta$. Où β est le vecteur des coefficients à estimer.

2.4. Mesure des covariables

Cette étude prend également en compte des variables susceptibles d'influencer l'efficacité technique ou le score de diversité alimentaire du ménage. Ainsi, la taille du ménage, l'âge et le niveau d'éducation des chefs d'exploitation ont été identifiés dans la littérature comme des déterminants de l'efficacité technique (Nuama, 2006 ; Savadogo et al., 2016 ; Ngom et al., 2016 ; Combarry, 2017) et aussi de la diversité alimentaire (Lourme-Ruiz et al., 2016). D'autres variables tels "l'exercice d'une deuxième activité autre que l'agriculture" et les "spécificités régionales" pourraient également être ajoutées à cette liste.

3. Présentation et description des données de l'étude

Les données de l'étude ont été collectées en 5 passages (Mai 2011, janvier 2012, Mai 2012, janvier 2013 et Mai 2013). La zone d'étude couvre les régions de la Boucle du Mouhoun, des Cascades, des Hauts Bassins, du Nord et du Sahel. Les sites retenus pour les enquêtes sont: trois villages dans la Boucle du Mouhoun, trois villages dans les Cascades, huit villages dans les Hauts Bassins, deux villages dans le Nord et trois villages dans le Sahel. Un recensement exhaustif des ménages a été effectué dans chaque village. Les producteurs recensés ont été classés en deux groupes complémentaires pour le critère "possession de la traction animale". Le choix des producteurs s'est fait selon la méthode aléatoire qui consistait à choisir les ménages au hasard dans chaque groupe selon le taux de possession de la traction animale. L'unité d'observation est le ménage. L'échantillon est constitué de 244 ménages suivis de 2011 à 2013. Cette étude utilise deux catégories de variables. Des variables relatives au calcul des scores de diversité alimentaire et celles relatives à la technologie de production.

3.1. Variables de la production agricole

Les produits des exploitations agricoles ont été évalués par la valeur en francs CFA de la production. Les facteurs de production sont : (i) le travail, qui est représenté par la valeur totale des coûts en main d'œuvre louée et main d'œuvre familiale utilisée dans les différentes opérations culturales ; (ii) la terre, qui est mesurée par le nombre d'hectares emblavés en produits agricoles ; (iii) les fertilisants, qui sont mesurés par les dépenses effectuées pour l'achat de NPK d'urée et de la fumure organique et (iv) le capital, qui est approximé par le coût des équipements agricoles loués et de celui des investissements dans les techniques de conservation des eaux et du sol.

Tableau 1 : Caractéristiques descriptives des exploitations agricoles en FCFA par hectare (*les valeurs entre les parenthèses représentent des écarts types*)

| Variables | 2011 | 2012 | 2013 |
|-------------------------|-------------------|-----------------|-------------------|
| Production | 178 118 (148 376) | 83 734 (56 723) | 158 512 (108 204) |
| Fertilisant | 75 912 (63 459) | 98 490 (94 364) | 89 088 (98 459) |
| Main d'œuvre | 59 377 (62 608) | 69 250 (54 131) | 67 839 (65 413) |
| Capital | 577 (2 611) | 117 (1 245) | 190 (1 115) |
| Superficie en ha | 3,4 (1,3) | 3,6 (1,2) | 3,3 (1,5) |

Source : Calculs à partir des données LAQAD-S/IER /Burkina, 2011, 2012 et 2013

Le tableau 1 indique que l'activité de l'exploitation agricole a généré en moyenne une valeur globale (toutes spéculations confondues) de 178 118 FCFA par hectare en 2011, 83 734 FCFA par hectare en 2012 et 158 512 FCFA par hectare en 2013. Ce qui dénote du fait que les rendements agricoles sont irréguliers et fortement dépendants de plusieurs facteurs aléatoires. Il faut noter que les déviations standards sont aussi élevées du fait de l'hétérogénéité des exploitations agricoles. Le coût moyen des intrants (fertilisants et main d'œuvre) par hectare relativement élevé s'explique par la production cotonnière. Le coton est la spéculature qui utilise le plus d'engrais chimique et demande plus de main d'œuvre pour sa récolte. La superficie moyenne exploitée par année est de 3,4 ha en 2011, 3.6 ha en 2012 et 3.3 ha en 2013.

3.2. Présentation des scores de diversité alimentaire

L'utilisation des douze groupes pour calculer le SDAM permet de présenter la diversité alimentaire des ménages burkinabè de la manière suivante :

Tableau 2 : Score moyen de diversité alimentaire par région et par année
(*Les valeurs entre les parenthèses représentent des écarts types*)

| | | 2011 | 2012 | 2013 |
|--------------------------|----------------|-------------|-------------|-------------|
| Sahel | <i>Janvier</i> | | 6,32 (1,97) | 5,95 (1,32) |
| | <i>Mai</i> | 6,37 (1,30) | 6,10 (1,09) | 6,49 (1,16) |
| Nord | <i>Janvier</i> | | 6,32 (,24) | 5,95 (1,16) |
| | <i>Mai</i> | 5,40 (1,48) | 5,56 (1,16) | 5,76 (1,19) |
| Boucle du mouhoun | <i>Janvier</i> | | 6,93 (1,05) | 5,92 (1,72) |
| | <i>Mai</i> | 5,46 (1,26) | 6 (1,61) | 6,54 (0,85) |
| Cascades | <i>Janvier</i> | | 7,17 (1,21) | 6,44 (1,50) |
| | <i>Mai</i> | 7 (1,64) | 6,22 (1,64) | 6,11 (1,08) |
| Hauts bassins | <i>Janvier</i> | | 7,43 (1,53) | 6,25 (1,18) |
| | <i>Mai</i> | 6,92 (1,96) | 6,54 (1,46) | 5,82 (1,11) |
| Moyenne toutes régions | <i>Janvier</i> | | 6,79 (1,15) | 6,15 (1,37) |
| | <i>Mai</i> | 6,30 (1,73) | 6,11 (1,45) | 6,09 (1,13) |

Source : calculs à partir des données LAQAD-S/IER /Burkina, 2011, 2012 et 2013

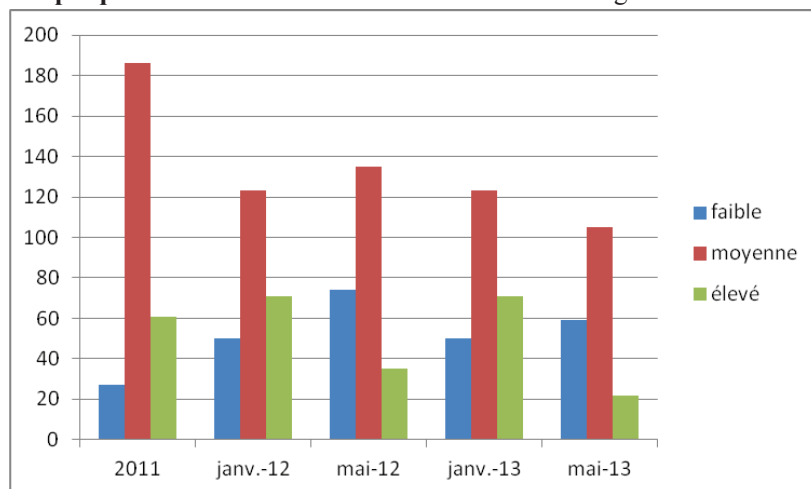
Ce tableau montre que le score moyen de diversité alimentaire est d'environ 6 pour toutes les trois années. On note cependant que les scores de janvier sont légèrement

supérieurs à ceux de Mai ; ce qui concorde bien avec la logique de disponibilité car janvier est plus proche de la période de récolte que Mai. Cependant les variations restent faibles. Ces résultats corroborent ceux de Lourme-Ruiz et al. (2016) sur la stabilité de la diversité alimentaire d'une saison à l'autre. La région du Nord enregistre les plus faibles scores (autour de 5 sur les trois périodes) et celle des Hauts Bassins, les scores les plus élevés.

Une répartition des scores en terciles permet de déterminer les bornes des diversités alimentaires « faible », « moyenne » ou « élevée » relativement aux valeurs observées.

Une telle répartition nous a permis de construire le graphique suivant indiquant l'état de la diversité alimentaire des 244 ménages.

Graphique 1 : Etat de la diversité alimentaire des ménages de 2011 à 2013



Source : Construit à partir des données LAQAD-S/IER /Burkina, 2011, 2012 et 2013

Ce graphique montre que sur toute la période de l'étude, on a observé une diversité moyenne pour la plus grande partie des ménages. En outre, pour 2012 et 2013, on remarque que le nombre de ménages ayant une diversité élevée est plus important pendant les mois de janvier que ceux de Mai. Ce qui indique que l'état de la diversité dépend aussi des effets saisonniers. D'autres caractéristiques du ménage pourraient également influencer sa diversité alimentaire.

3.3. Description des covariables

Le tableau 3 montre que 64% des ménages résident dans les régions à fortes potentialités agricoles. En effet, la région de résidence est une variable binaire qui prend la valeur 1 pour les régions à hautes potentialités agricoles (Boucle du Mouhoun, Hauts Bassins et Cascades) et la valeur 0 pour la région à faibles potentialités (Sahel et Nord). La taille moyenne des ménages de cette étude est 9 personnes par ménage. L'âge moyen des chefs de ménage est relativement élevé (compris entre 48 et 49 ans), et le taux d'alphabétisation est faible (entre 9% et 14%). Les proportions de chefs de ménages

exerçant une deuxième activité (autre que l'agriculture pluviale) sont importantes et relativement constantes selon les années (73% en 2011, 70% en 2012 et 68% en 2013).

Tableau 3 : Statistiques descriptives des covariables
(Les valeurs entre les parenthèses représentent des écarts types)

| Variables | 2011 | 2012 | 2013 |
|--|-------------|-------------|-------------|
| Région de résidence | 0,64 | 0,64 | 0,64 |
| Age du chef de ménage | 49,1 (13,6) | 48,1 (12,6) | 49,2 (13,5) |
| Taille du ménage | 9,4 (3,2) | 9,7 (2,6) | 9,6 (3,1) |
| Niveau d'alphabétisation du chef de ménage | 0,14 | 0,09 | 0,13 |
| Exercice d'une deuxième activité par le chef de ménage | 0,73 | 0,70 | 0,68 |

Source : Calculs à partir des données LAQAD-S/IER /Burkina, 2011, 2012 et 2013

4. Présentation des résultats et discussion

Dans cette partie, il est présenté les résultats de l'estimation économétrique de la fonction de production et de la régression poisson de la diversité alimentaire.

4.1. Estimation de l'efficacité technique

Les résultats de l'estimation de la frontière de production stochastique sont présentés dans le tableau 4.

Tableau 4 : Résultats de l'estimation de la frontière de production

| Variables | Coefficient estimés | Erreur type |
|--------------------------------|---------------------|-------------|
| Log (fertilisants) | -0,05 | 0,06 |
| Log (capital) | 0,02* | 0,01 |
| Log (main d'œuvre) | 0,27*** | 0,03 |
| Log (superficie) | 0,98*** | 0,05 |
| Constante | 8,98 | 0,83 |
| Variance des paramètres | | |
| σ^2 | 6,09** | 37,8 |
| γ | 0,93** | 0,44 |
| Log vraisemblance | -797,73 | |
| LR test | -765,84 | |
| Nombre d'observations | 711 | |

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

Source : Calculs à partir des données LAQAD-S/IER /Burkina, 2011, 2012 et 2013

Les résultats contenus dans le tableau 4 montrent que l'estimation économétrique de la frontière stochastique est valide. En effet, l'intervalle de confiance autour de γ (qui

teste la nature déterministe ou stochastique de la frontière de production) permet d'affirmer que γ est significativement différente de 0 et inférieure à 1 au seuil de 5%. La valeur du ratio de vraisemblance indique que le modèle est globalement significatif au seuil de 1%. Les tests de significativité statistique individuelle des paramètres montrent également que la plupart des coefficients sont significatifs à un seuil inférieur à 10%. Les scores d'efficacité ainsi estimés peuvent donc être utilisés pour des interprétations économiques.

Tableau 5 : Distribution des scores d'efficacité technique des exploitations agricoles par année (*les valeurs entre les parenthèses représentent des écarts types*)

| Année | Score moyen |
|-------------------------|--------------------|
| 2011 | 0,79 (0,09) |
| 2012 | 0,86 (0,03) |
| 2013 | 0,81 (0,07) |
| Moyenne générale | 0,82 (0,07) |

Source : Calculs à partir des données LAQAD-S/IER /Burkina, 2011, 2012 et 2013

Ce tableau montre que l'efficacité technique moyenne des exploitations agricoles est de 82%. Ce score varie peu entre les années (79% en 2011 ; 86% en 2012 et 81% en 2013). Il faut noter que cette efficacité moyenne est plus élevée par rapport à celle trouvée par les études antérieures (Combarry et Savadogo 2014 ; Savadogo et al., 2016). Cependant, il existe toujours des possibilités d'amélioration non exploitées par ces producteurs car la valeur moyenne des scores implique que ces exploitations agricoles pourraient augmenter leurs niveaux de production de 18% sans accroître le niveau de leurs facteurs de production.

4.2. Relation entre efficacité technique et diversité alimentaire

Dans cette partie, nous analyserons la relation entre l'efficacité technique et score de diversité alimentaire grâce à l'estimation d'un modèle poisson après avoir analysé de manière statistique la corrélation entre ces deux notions.

4.2.1. Analyse de la corrélation

L'analyse de la corrélation entre l'efficacité technique et les scores de diversité montre une corrélation positive et significative entre les scores de diversité alimentaire des deux périodes et l'efficacité technique. Cependant, les deux coefficients de corrélations sont faibles même si celui de janvier (0,12) est relativement plus fort que celui de Mai (0,08).

Tableau 6 : Corrélation entre efficacité technique, les covariables et les SDAM

| | Score de diversité alimentaire du ménage en Janvier | Score de diversité alimentaire du ménage en Mai |
|---|--|--|
| Efficacité technique | 0,12** | 0.08** |
| Région de résidence | 0,23*** | 0,15*** |
| Année | -0,20*** | -0,07** |
| Age du chef de ménage | 0,10** | |
| Exercice d'une deuxième activité par le chef de ménage | 0,06* | |

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

Source : Calculs à partir des données LAQAD-S/IER /Burkina, 2011, 2012 et 2013

La prise en compte des covariables permet d'analyser d'autres facteurs qui pourraient influencer la diversité alimentaire. Le tableau 6 montre que l'exercice d'une deuxième activité (autre que l'agriculture pluviale) est aussi significativement corrélé au SDAM en Janvier. Ce qui implique que l'exercice d'une deuxième activité pourrait assurer un revenu non agricole pour le ménage et lui permettre de diversifier sa consommation.

On remarque également que le score de diversité alimentaire des ménages a diminué progressivement sur la période 2011-2013 car la corrélation entre la variable année et le SDAM est négative (-0,20 en Janvier et -0,07 en Mai). Par contre, la corrélation positive entre les scores de diversité alimentaire et la variable région montre que les régions à potentialités agricoles relativement élevées ont une alimentation plus diversifiée que celles à potentialités faibles.

L'objectif de cette étude étant d'analyser l'influence de l'efficacité technique de la production agricole sur le score de diversité alimentaire, le calcul de la corrélation ne permet pas d'expliquer correctement la diversité alimentaire. Pour ce faire, nous estimons un modèle de régression poisson afin d'établir clairement les liens de causalité entre efficacité technique et diversité alimentaire.

4.2.2. Résultats de l'estimation du modèle poisson

L'estimation du modèle poisson par la méthode du maximum de vraisemblance a donné les résultats consignés dans le tableau 7:

Tableau 7 : Résultats du modèle poisson de l'estimation des scores de diversité alimentaire

| Variables | Score de Janvier | | Score de Mai | |
|--|----------------------|-------------|----------------------|-------------|
| | Coefficients estimés | Erreur type | Coefficients estimés | Erreur type |
| Efficacité technique | 0,44*** | 0,14 | 0,28** | 0,12 |
| Région de résidence | 0,14*** | 0,02 | 0,08*** | 0,02 |
| Age du chef de ménage | 0,001** | 0,0007 | 0,001** | 0,0006 |
| Taille du ménage | 0,001 | 0,0008 | -0,0005 | 0,0007 |
| Niveau d'alphabétisation du chef de ménage | -0,03 | 0,02 | 0,01 | 0,02 |
| Exercice d'une deuxième activité par le chef de ménage | 0,06*** | 0,02 | 0,023 | 0,02 |
| Constante | -6,35 | | -6,15 | 0,10 |
| Wald chi2(6) | 47,73 | | 26,94 | |
| Prob > chi2 | 0,0000 | | 0,000 | |
| Log pseudolikelihood | -977,3 | | -1458,8 | |
| Nombre d'observations | 487 | | 731 | |

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

Source : Calculs à partir des données LAQAD-S/IER /Burkina, 2011, 2012 et 2013

Le tableau 7 montre que les facteurs qui influencent significativement la diversité alimentaire du ménage sont l'efficacité technique, l'exercice d'une deuxième activité (hors saison agricole) par le ménage, l'âge du chef de ménage et la région de résidence du ménage. Hors mis la variable «âge du chef de ménage», toutes les autres variables (l'efficacité technique, l'exercice d'une deuxième activité et la région de résidence) étaient significativement corrélées aux scores de diversité alimentaire des ménages. Cependant, la régression a l'avantage de préciser le sens de la relation entre efficacité technique et diversité alimentaire.

5. Conclusion

Les liens entre la production agricole et la diversité de la consommation alimentaire des ménages, indicateur de la capacité économique d'un ménage à accéder à des aliments variés, passent théoriquement par l'autoconsommation.

Cette étude a montré que l'efficacité technique de la production agricole influence positivement l'accès à une meilleure diversité alimentaire pour les ménages. Une meilleure production agricole serait donc nécessaire pour assurer la diversité alimentaire

des ménages. La prise en compte des facteurs tels l'exercice d'une deuxième activité et les potentialités de la région de résidence peut permettre d'orienter des interventions agricoles en vue d'un meilleur accès des ménages à une alimentation diversifiée.

Références bibliographiques

- Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1988).** Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. *Journal of econometrics*, 38(3), 387-399.
- Braun, J. (2008).** Investir dans la productivité agricole pour améliorer la sécurité alimentaire et la croissance en faveur des populations pauvres, IFPRI.
- Combary, O. S. (2017).** Analysing the efficiency of farms in Burkina Faso. *African Journal of Agricultural and Resource Economics Volume*, 12(3), 242-256.
- Combary, O. S., & Savadogo, K. (2014).** Les sources de croissance de la productivité globale des facteurs dans les exploitations cotonnières du Burkina Faso. *Revue d'économie du développement*, 22(4), 61-82.
- DGESS/MASA (2014).** Enquête sur la vulnérabilité alimentaire en milieu urbain. Rapport VAMU. 36 p
- DGPER/MAHRH (2009).** Enquête Nationale sur l'Insécurité Alimentaire et la Malnutrition. Rapport définitif. 193 p
- Dury, S., & Bocoum, I. (2012).** Le «paradoxe» de Sikasso (Mali): pourquoi «produire plus» ne suffit-il pas pour bien nourrir les enfants des familles d'agriculteurs?. *Cahiers Agricultures*, 21(5), 324-336.
- Farrell, M. J. (1957).** The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 120(3), 253-290.
- Fecher-Bourgeois, F., & Bosmans, N. (1992).** Etude de l'efficacité technique du secteur de la santé au sein des pays de l'OCDE.
- Greene, W. H. (1994).** Accounting for excess zeros and sample selection in Poisson and negative binomial regression models. Working Paper EC-94-10, Department of Economics, Stern school of Business, New York University.
- Jondrow, J., Lovell, C. K., Materov, I. S., & Schmidt, P. (1982).** On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. *Journal of econometrics*, 19(23), 233-238
- Jouve, P. (2006).** Transition agraire: la croissance démographique, une opportunité ou une contrainte?. *Afrique contemporaine*, (1), 43-54.
- Kennedy, G., Ballard, T., & Dop, M. C. (2013).** Guide pour mesurer la diversité alimentaire au niveau du ménage et de l'individu. Rome, CE/FAO

- Kumbhakar, S. C., Lien, G., & Hardaker, J. B. (2014).** Technical efficiency in competing panel data models: a study of Norwegian grain farming. *Journal of Productivity Analysis*, 41(2), 321-337.
- Lourme-Ruiz, A., Dury, S., & Martin-Prével, Y. (2016).** Consomme-t-on ce que l'on sème? Relations entre diversité de la production, revenu agricole et diversité alimentaire au Burkina Faso. *Cahiers Agricultures*, 25(6), 65001.
- Mondiale, B. (2008).** L'agriculture au service du développement. *Rapport sur le développement dans le monde*, New York.
- Nakelse, T., & Ouedraogo, A. (2011).** Food insecurity and vulnerability in rural Burkina Faso: An approach using a stereotype logistic regression model.
- N'Gbo, A. G. (1994).** L'efficacité productive des SCOP françaises: estimation et simulation à partir d'une frontière de production stochastique. *Revue économique*, 115-128.
- Ngom, C. A. B., Sarr, F., & Fall, A. A. (2016).** Mesure de l'efficacité technique des riziculteurs du bassin du fleuve Sénégal. *Économie rurale*, (5), 91-105.
- Nkamleu, G. B., Nyemeck, J., & Sanogo, D. (2006).** Metafrontier analysis of technology gap and productivity difference in African Agriculture.
- Nuama, E. (2006).** Mesure de l'efficacité technique des agricultrices de cultures vivrières en Côte-d'Ivoire. *Économie rurale. Agricultures, alimentations, territoires*, (296), 39-53.
- Pardey, P. G., Alston, J. M., & Piggott, R. (Eds.). (2006).** *Agricultural R and D in the Developing World*. Intl Food Policy Res Inst.
- Perelman, S. (1996).** L'efficacité des services publics. *Revue française de finances publiques*, (55), 65-79.
- Rashidghalam, M., Heshmati, A., Dashti, G., & Pishbahar, E. (2016).** A Comparison of Panel Data Models in Estimating Technical Efficiency.
- Savadogo, K., Combary, O. S., & Akouwerabou, D. B. (2016).** Impacts des services sociaux sur la productivité agricole au Burkina Faso: approche par la fonction distance output. *Mondes en développement*, (2), 153-167.
- Sibhatu, K. T., Krishna, V. V., & Qaim, M. (2015).** Production diversity and dietary diversity in smallholder farm households. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 112(34), 10657-10662.

Stringer, R., & Pingali, P. (2004). special edition on Agriculture's Contributions to Economic and Social Development. *Electronic Journal of Agricultural and Development Economics*, 1(1), 1-5.

Swindale, A., & Bilinsky, P. (2006). Score de Diversité alimentaire des Ménages (SDAM) pour la mesure de l'accès alimentaire des ménages: Guide d'indicateurs. *Washington, DC, Projet d'Assistance technique en matière d'Alimentation et de Nutrition, Académie pour le Développement de l'Education*.

Yang, Z., Hardin, J. W., Addy, C. L., & Vuong, Q. H. (2007). Testing approaches for overdispersion in Poisson regression versus the generalized Poisson model. *Biometrical journal*, 49(4), 565-584.

Yau, K. K., Wang, K., & Lee, A. H. (2003). Zero-inflated negative binomial mixed regression modeling of over-dispersed count data with extra zeros. *Biometrical Journal*, 45(4), 437-452.

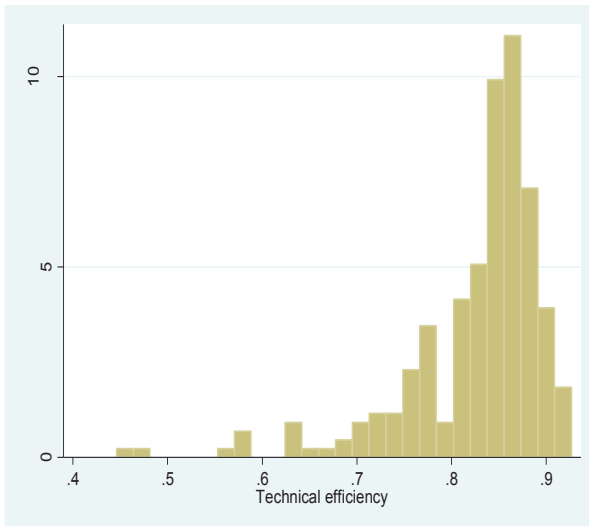
Zonon, A. (2003). *Education et productivité des agriculteurs: cas des producteurs céréaliers du Burkina Faso* (No. 51). Union for African Population Studies.

.

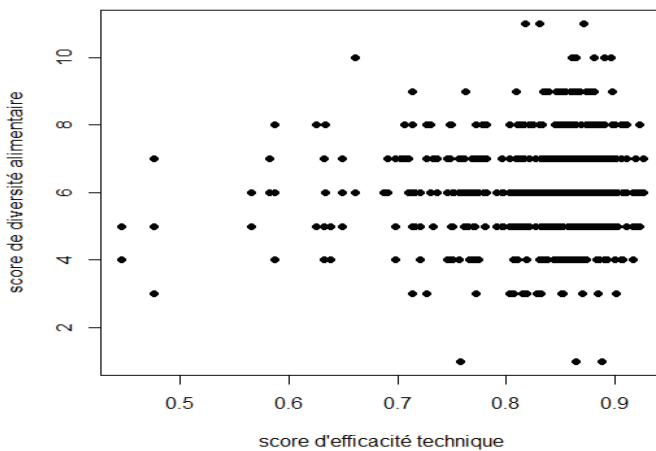
.

Annexes

Annexes 1: Distribution des scores d'efficacité technique des exploitations agricoles



Annexes 2 : distribution des scores de diversité alimentaire en fonction des scores d'efficacité technique



Annexes 3 : résultats de l'estimation poisson SDAM de janvier

```
. poisson SDAMjanvier TE Activite2 age alpha taille region, exp(annee) vce(cluster menid)
```

```
Iteration 0: log pseudolikelihood = -977.28743
```

```
Iteration 1: log pseudolikelihood = -977.28743
```

```
Poisson regression      Number of obs   =      487
                        Wald chi2(6)              =      47.73
                        Prob > chi2                =      0.0000
Log pseudolikelihood = -977.28743      Pseudo R2       =      0.0086
```

(Std. Err. adjusted for 244 clusters in menid)

| SDAMjanvier | Robust | | | | | [95% Conf. Interval] | |
|-------------|-----------|------------|--------|-------|-----------|----------------------|--|
| | Coef. | Std. Err. | z | P> z | | | |
| TE | .4412573 | .1425858 | 3.09 | 0.002 | .1617942 | .7207204 | |
| Activite2 | .0631602 | .0228276 | 2.77 | 0.006 | .0184189 | .1079015 | |
| age | .001735 | .0007832 | 2.22 | 0.027 | .0001999 | .0032701 | |
| alpha | -.0303033 | .0277674 | -1.09 | 0.275 | -.0847265 | .0241199 | |
| taille | .0010906 | .0008136 | 1.34 | 0.180 | -.0005041 | .0026853 | |
| region | .1408756 | .0254566 | 5.53 | 0.000 | .0909816 | .1907695 | |
| _cons | -6.34734 | .1293455 | -49.07 | 0.000 | -6.600853 | -6.093828 | |
| ln(annee) | 1 | (exposure) | | | | | |

Annexes 4 : résultats de l'estimation poisson SDAM de Mai

```
. poisson SDAMmai TE Activite2 age alpha taille region, exp(annee) vce(cluster menid)
```

```
Iteration 0: log pseudolikelihood = -1458.7947
```

```
Iteration 1: log pseudolikelihood = -1458.7947
```

```
Poisson regression      Number of obs   =      731
                        Wald chi2(6)              =      26.94
                        Prob > chi2                =      0.0001
Log pseudolikelihood = -1458.7947      Pseudo R2       =      0.0031
```

(Std. Err. adjusted for 244 clusters in menid)

| SDAMmai | Robust | | | | | [95% Conf. Interval] | |
|-----------|----------|------------|--------|-------|-----------|----------------------|--|
| | Coef. | Std. Err. | z | P> z | | | |
| TE | .2786443 | .1179114 | 2.36 | 0.018 | .0475422 | .5097464 | |
| Activite2 | .0234163 | .0225698 | 1.04 | 0.299 | -.0208196 | .0676522 | |
| age | .0014149 | .0006657 | 2.13 | 0.034 | .0001102 | .0027197 | |
| alpha | .0139754 | .025791 | 0.54 | 0.588 | -.0365741 | .0645249 | |
| taille | -.000516 | .0007252 | -0.71 | 0.477 | -.0019372 | .0009053 | |
| region | .0833733 | .0209573 | 3.98 | 0.000 | .0422979 | .1244488 | |
| _cons | -6.15383 | .1034677 | -59.48 | 0.000 | -6.356623 | -5.951037 | |
| ln(annee) | 1 | (exposure) | | | | | |

