

UNIVERSITE THOMAS SANKARA

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

REVUE ECONOMIQUE ET SOCIALE AFRICAINE

SÉRIES ÉCONOMIE

Elicitation of the determinants of Energy Poverty in Côte d'Ivoire

Arouna DIALLO & Richard K. MOUSSA

Changements climatiques et comportement stratégique des pays en présence d'incertitude : une analyse par la théorie des jeux

Thierry NIANOGO & Minkieba Kevin LOMPO

Couverture santé et vulnérabilité des ménages au Togo

Abla AMEGADZE & Esso-Hanam ATAKE

Investissement en infrastructures routières, croissance économique et emploi au BF : une analyse en équilibre général calculable

Ibrahim OUEDRAOGO, Boureima SAWADOGO & Moussa OUEDRAOGO

Impact de l'utilisation de l'engrais organique sur les rendements des cultures céréalières au Burkina Faso

S. Rachel NANA, T. Florent MARE & Pam ZAHONOGO

Efficacité technique des producteurs de maïs au BF : une approche par la frontière de production stochastique

Dénis OUEDRAOGO

www.cedres.bf

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 (77 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 Thomas SANKARA et dans toutes les grandes librairies du Burkina Faso et aussi à travers le site web l'UTS ou par le lien : <https://www.journal.uts.bf/index.php/cedres>

DIRECTEUR DE PUBLICATION

Pr Pam ZAHONOGO, Université Thomas SANKARA (UTS)

COMITE EDITORIAL

Pr Pam ZAHONOGO, UTS Editeur en Chef

Pr Noel THIOMBIANO, UTS

Pr Denis ACCLASATO, Université d'Abomey Calavi

Pr Akoété AGBODJI, Université de Lomé

Pr Chérif Sidy KANE, Université Cheikh Anta Diop

Pr Eugénie MAIGA, Université Norbert ZONGO Burkina Faso

Pr Mathias Marie Adrien NDINGA, Université Marien N'Gouabi

Pr Omer COMBARY, UTS

Pr Abdoulaye SECK, Université Cheikh Anta DIOP

Pr Charlemagne IGUE, Université d'Abomey Calavi

SECRETARIAT D'EDITION

Dr Yankou DIASSO, UTS

Dr Théodore Jean Oscar KABORE, UTS

Dr Jean Pierre SAWADOGO, UTS

Dr Kassoum ZERBO, UTS

COMITE SCIENTIFIQUE DE LA REVUE

Pr Abdoulaye DIAGNE, UCAD (Sénégal)

Pr Adama DIAW, Université Gaston Berger de Saint Louis

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

Pr Albert ONDO OSSA, Université Omar Bongo (Gabon)

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

Pr Youmanli OUOBA, UTS

Pr Kimséyinga SAVADOGO, UTS

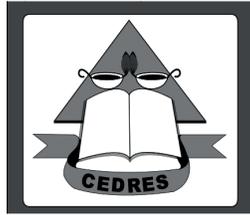
Pr Nasser Ary TANIMOUNE, Université d'Ottawa (Canada)

Pr Noel THIOMBIANO, UTS

Pr Gervasio SEMEDO, Université de Tours

Pr Pam ZAHONOGO, UTS

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°78

Séries économie

2^e Semestre 2024

SOMMAIRE

Elicitation of the determinants of Energy Poverty in Côte d'Ivoire Arouna DIALLO & Richard K. MOUSSA.....	05
Changements climatiques et comportement stratégique des pays en présence d'incertitude : une analyse par la théorie des jeux Thierry NIANOGO & Minkieba Kevin LOMPO.....	45
Couverture santé et vulnérabilité des ménages au Togo Abla AMEGADZE & Eso-Hanam ATAKE.....	79
Investissement en infrastructures routières, croissance économique et emploi au BF : une analyse en équilibre général calculable Ibrahim OUEDRAOGO, Boureima SAWADOGO & Moussa OUEDRAOGO.....	114
Impact de l'utilisation de l'engrais organique sur les rendements des cultures céréalières au Burkina Faso S. Rachel NANA, T. Florent MARE & Pam ZAHONOGO.....	152
Efficacité technique des producteurs de maïs au BF : une approche par la frontière de production stochastique Dénis OUEDRAOGO.....	184

**Efficacité technique des producteurs de maïs
au Burkina Faso : une approche par la frontière
de production stochastique**

Dénis OUEDRAOGO

Université Nazi BONI (UNB), Institut du développement rurale,
Département de sociologie et économie rurales, 01 BP 1091
Bobo-Dioulasso 01, Email : denisorel@gmail.com

Résumé

L'objectif de cet article est d'analyser les déterminants de l'efficacité technique des producteurs de maïs au Burkina Faso. Un modèle de frontière de production stochastique a été estimé à l'aide des données de l'Enquête permanente agricole (EPA) de la campagne agricole 2019/2020, considérée comme stable. Les résultats montrent que les producteurs de maïs ne sont pas techniquement efficaces. Le score d'efficacité technique moyen de ces producteurs est d'environ 82 %. Leur inefficacité technique diminue avec certaines caractéristiques socio-économiques comme l'âge, l'accès à l'appui-conseil, le niveau primaire et le sexe féminin. Par contre, le statut de propriétaire terrien augmente l'inefficacité technique. Dans le but d'améliorer l'efficacité technique des producteurs de maïs, il est nécessaire de renforcer le réseau d'appui-conseil et d'intensifier la formation des producteurs sur les bonnes pratiques agricoles, en mettant l'accent sur le maïs.

Mots-clés : Efficacité technique, modèle stochastique, maïs, producteur, déterminant

**Technical Efficiency of Maize Producers in Burkina Faso :
A Stochastic Production Frontier Approach**

Abstract

This article aims at analysing the determinants of the technical efficiency of maize producers in Burkina Faso. A stochastic production frontier model was estimated using data from the Permanent Agricultural Survey (PAS) for the 2019/2020 agricultural campaign, which is considered as stable. Results show that maize producers are not technically efficient. The average score of technical efficiency is about 82%. Their technical inefficiency decreases with certain socio-economic characteristics such as age, access to advisory support, primary school level and female gender. On the other hand, landowner status increases technical inefficiency. With the aim of improving the technical efficiency of maize producers, it is necessary to strengthen the advisory support network and intensify the training of producers on good agricultural practices, with a focus on maize.

Keywords : Technical Efficiency, Stochastic Model, Maize, Producer, Determinant

Introduction

Au Burkina Faso, le secteur primaire joue un rôle important dans le développement économique du pays. En 2023, la contribution du secteur primaire à la formation du PIB est estimée à 16,3 % (MEFP, 2024). Cependant, les activités agricoles constituent la locomotive du secteur primaire avec une part de 13,5 % au PIB (MEFP, 2024). Cette performance du secteur agricole s'explique principalement par la hausse des quantités produites de céréales au cours la campagne agricole 2023-2024. Globalement, le secteur agricole emploie 63,3 % des actifs (INSD, 2022) et génère environ 60,45 % des revenus monétaires des ménages agricoles (DGESS, 2023). La production agricole du Burkina Faso est dominée par les céréales qui occupent entre 70 et 80 % des superficies emblavées et représentent entre 71 et 75 % de la production agricole totale (DGESS, 2018). Le maïs occupe la deuxième place parmi les céréales cultivées, tant au niveau des superficies, de la production qu'au niveau de la consommation (DGESS, 2017; MAAHM, 2021). Ainsi, son rôle dans la sécurité alimentaire est fondamental. Au cours de la dernière décennie, la filière du maïs a enregistré une progression importante à cause de l'augmentation de la demande alimentaire urbaine, la demande pour la production de l'aliment-bétail et de la transformation (Kaminsk *et al.*, 2013; MAAHM, 2021). La majorité des agriculteurs burkinabè cultive le maïs pour l'autoconsommation et la vente. La consommation de maïs a connu une augmentation notable au cours des dix dernières années ainsi que sa production qui a quadruplé pendant la même période (DGESS, 2018; Kaminsk *et al.*, 2013).

Cependant, l'agriculture burkinabè, en particulier la filière maïs, est caractérisée par une faible productivité (Barry *et al.*, 2024; Fayama & Maïga, 2020). Les rendements moyens des principales céréales varient entre 1,65 tonne et 1,83 tonne à l'hectare (MAAHM, 2021; Nlend Nkott & Temple, 2021). Ils sont faibles comparativement aux rendements moyens en Afrique subsaharienne estimés à 2,4 t/ha et au niveau mondial avec une moyenne de 3,5 t/ha (OCDE/FAO, 2019).

Ainsi, la tendance haussière de la production de maïs est entraînée par l'accroissement des superficies et, dans une moindre mesure, par l'amélioration des rendements résultant de l'adoption des semences améliorées et des bonnes pratiques agricoles (DGESS, 2017, 2021). Seulement, les rendements moyens des principales spéculations se situeraient autour de 40 % de leurs rendements potentiels (DGESS, 2020). Il se pose alors un problème d'utilisation efficiente des technologies de production, notamment au niveau des producteurs de maïs qui ont bénéficié d'une gamme variée de semences améliorées et d'appui-conseil. Certains auteurs estiment que les producteurs pourraient améliorer les rendements des céréales en assurant une meilleure allocation des facteurs de production (Coulibaly *et al.*, 2017; Ky, 2017; Ouedraogo & Ouedraogo, 2009; Savadogo *et al.*, 2016).

Le concept d'efficience tire ses fondements de la théorie d'optimisation microéconomique. Il convient cependant de faire une distinction entre le concept d'efficience et celui d'efficacité (Abdulai *et al.*, 2017; Coulibaly *et al.*, 2017). L'efficacité traduit la relation entre les résultats obtenus et les objectifs tandis que l'efficience est le lien entre les moyens mis en œuvres pour atteindre les résultats (Choukou et al., 2017; Coulibaly et al., 2017; Gniza, 2022). C'est ce dernier concept qui est utilisé cet article.

La littérature économique attribue à Koopmans (1951) la paternité d'une définition formelle de l'efficacité technique comme suit : « *un producteur est techniquement efficace si l'augmentation de n'importe quel output requiert la diminution d'au moins un autre output ou l'accroissement d'au moins un input, et si une réduction de n'importe quel input requiert l'élévation d'au moins un autre input ou la réduction d'au moins un output.* » Ainsi, une entreprise techniquement efficace doit se situer à la frontière de son ensemble de production. Par contre, un producteur techniquement inefficace peut produire les mêmes outputs, en supprimant au moins une unité des inputs ou utiliser les mêmes inputs pour produire davantage au moins un output.

La définition de Koopmans et ses implications présentent quelques similarités avec la notion d'équilibre au sens de Pareto. On distingue principalement trois types d'efficience : l'efficience technique, l'efficience allocative et l'efficience économique. L'efficacité technique mesure la manière dont une firme choisit les quantités d'intrants qui entrent dans le processus de production, quand les proportions d'utilisation des facteurs sont données (Farrell, 1957). L'efficience allocative consiste en la maximisation de la production en utilisant la combinaison la moins coûteuse d'intrants (Ouedraogo & Ouedraogo, 2009). Elle prend donc en compte les prix des facteurs de production et stipule qu'un processus de production est dit allocativement efficace si le taux marginal de substitution entre chaque paire de facteurs est égal à la proportion du prix de ces derniers (Castaño & Gallón, 2017; Farrell, 1957). La présente étude se limite à traiter de l'efficacité technique. Cette option se justifie par le fait que la majorité des producteurs ont bénéficié de subventions aussi bien pour les intrants que pour les équipements agricoles. Il s'agit donc d'examiner l'efficacité de l'utilisation des différentes technologies par les producteurs de maïs.

La mesure de l'efficacité a fait l'objet de plusieurs travaux d'économistes et de statisticiens depuis la publication de Farrell (1957) qui a mis en évidence les relations entre les intrants et les extrants et explicité les trois dimensions de l'efficacité. Plusieurs auteurs ont mené des travaux pour identifier les déterminants de l'efficacité technique des ménages agricoles dans plusieurs régions en Afrique (Fontan, 2008; Ngom *et al.*, 2016; Ouedraogo & Ouedraogo, 2009; Sihlongonyane *et al.*, 2014). Ces recherches ont porté sur plusieurs filières agricoles comme le riz (Coulibaly *et al.*, 2017; Fontan, 2008; Kaboré, 2007). D'autres auteurs ont examiné les déterminants de l'efficience technique des riziculteurs de l'Office du Niger au Mali (Coulibaly *et al.*, 2017) ou analysé l'efficience technique des riziculteurs sur trois périmètres irrigués du Burkina Faso (Kaboré, 2007), en vue de dégager des recommandations de politiques.

Sur le plan analytique, certains travaux conduits au Burkina Faso ont utilisé tantôt la frontière de production pour évaluer l'efficacité technique grâce à un modèle DEA robuste (Ky, 2017), tantôt la frontière stochastique de la fonction de production Translog (Ouedraogo *et al.*, 2019; Seogo & Sawadogo, 2020) ou la fonction de production Cobb-Douglas (Ouedraogo, 2012) pour évaluer l'efficacité technique de producteurs agricoles. D'autres auteurs ont fait recours à la frontière de coût stochastique pour évaluer l'efficacité économique des producteurs agricoles (Combarry, 2017) ou à la frontière de production pour examiner les sources de croissance de la productivité globale des facteurs dans les exploitations cotonnières (Combarry & Savadogo 2014) et un modèle économétrique de la fonction distance pour analyser les effets des services sociaux sur l'efficacité technique des exploitations agricoles (Savadogo *et al.*, 2014). Tous ces travaux ont conclu à l'inefficacité des producteurs pour plusieurs filières et dans plusieurs localités du pays.

L'inefficacité technique des producteurs constitue un grand défi pour le secteur agricole au regard des contraintes de terres cultivables estimées à 9 millions d'hectares dont environ 66% sont exploitées pour les productions végétales (DGESS, 2021). Si les tendances actuelles se poursuivaient, on pourrait faire face à un épuisement des terres cultivables à l'horizon 2031. Il s'avère nécessaire d'analyser les causes de l'inefficacité en vue d'engager les actions appropriées pour améliorer les performances globales des producteurs de maïs (Barry *et al.*, 2024; Coulibaly *et al.*, 2017; Kaboré, 2007). Une bonne compréhension des facteurs qui affectent l'efficacité des producteurs de maïs pourrait permettre de proposer des solutions susceptibles d'améliorer la productivité des exploitations agricoles. Cette recherche utilise la frontière stochastique pour estimer les scores d'efficacité technique et identifier les déterminants de l'efficacité technique des producteurs de maïs au Burkina Faso. Le choix de cette filière se justifie par son importance dans la production agricole et son rôle dans la sécurité alimentaire et nutritionnelle des populations.

La suite du document est structurée en trois sections. La première section traite du cadre théorique de l'efficacité technique en mettant l'accent sur les modèles de frontière de production stochastique. La deuxième section aborde la méthodologie et le modèle empirique développé tandis que la troisième section est consacrée à l'analyse et la discussion des résultats de l'étude. Cette dernière section donne également quelques implications de politique de développement agricole découlant des résultats.

1.Revue de littérature sur l'efficacité technique et choix du modèle

1.1. Mesure de l'efficacité technique

Pour mesurer l'efficacité des entreprises et des exploitations agricoles, la théorie économique suggère l'utilisation des modèles de frontières de production ou les frontières duales de profit ou de coût (Chaffai & Dietsch, 1999). Il existe dans la littérature récente un nombre important de travaux empiriques sur l'analyse de l'efficacité portant sur les systèmes de production agricole (Abdulai *et al.*, 2017; Adeyinka *et al.*, 2017; Hao, 2008). Ces travaux se divisent en deux grandes catégories. La première catégorie a eu recours aux approches paramétriques tandis que la deuxième catégorie a utilisé les approches non paramétriques.

L'approche non paramétrique de la frontière de production est fondée sur une programmation mathématique (Banker *et al.*, 1984). Son principal avantage est qu'elle n'a pas d'exigences sur la spécification de la technologie. L'approche non paramétrique ne fait donc aucune restriction de forme fonctionnelle sur la fonction de production. Cette souplesse de l'approche entraîne des traitements informatiques non négligeables. Par ailleurs, la frontière s'avère sensible à des perturbations statistiques aléatoires qui ne sont pas nécessairement liées au système de gestion des exploitations (Lesueur & Plane, 1995).

Mais la méthode d'estimation « Data Envelopment Analysis (DEA) » a permis de lever les contraintes. Dans cette approche, la frontière de production est estimée à l'aide d'un polyèdre convexe qui enveloppe l'ensemble des observations, les plus efficaces se trouvant directement sur la frontière (Hossain *et al.*, 2015; Hossain & Majumder, 2018; Issaka, 2024). Elle est peu utilisée dans la littérature pour trois principales raisons. D'abord, la comparaison de la production avec un maximum théorique n'est pas possible. Ensuite, l'efficacité relative à l'utilisation d'un facteur de production n'est pas favorisée. Enfin, les erreurs de mesures et les aléas ne sont pas pris en compte.

L'approche paramétrique développée repose sur la modélisation économétrique (Farrell, 1957). Elle permet de mesurer l'efficacité technique, l'efficacité allocative et l'efficacité économique. Dans cette approche, on distingue la fonction frontière déterministe de la fonction frontière stochastique (Anupama *et al.*, 2005). La fonction frontière déterministe présente une frontière fixe avec un seul terme d'erreur positif. Le terme d'erreur renvoie à l'inefficacité technique uniquement. Or tout écart avec la frontière ne peut être systématiquement attribué à l'inefficacité technique du producteur agricole compte tenu du fait que les activités agricoles sont soumises à une gamme variée d'aléas (comportement opportuniste du producteur, son environnement social, les variabilités climatiques, etc.). Ce modèle convient pour les firmes qui maîtrisent parfaitement leur processus de production. La fonction frontière stochastique quant à elle se caractérise par sa composante stochastique dans la frontière qui cumule les effets des variables non retenues par les modèles précédents (Aparicio *et al.*, 2023; Simar & Wilson, 2020; Sisay *et al.*, 2015).

1.2. Revue sur les facteurs explicatifs de l'efficacité technique

Les travaux sur l'efficacité technique ont porté sur des approches variées. Certains auteurs ont évalué l'efficacité technique des exploitations agricoles et identifié les facteurs qui affectent leur productivité (Sharma *et al.*, 1999; Ndiaye, 2018 ; Ky, 2017).

D'autres auteurs ont entrepris d'identifier spécifiquement les déterminants de la rentabilité financière des producteurs de maïs (Choukou *et al.*, 2017) ou d'estimer l'efficacité économique de producteurs de maïs (Sihlongonyane *et al.*, 2014). L'estimation de l'efficacité technique, allocative et économique des producteurs de maïs au nord-Ghana (Abdulai *et al.*, 2017) a été faite en vue de proposer des alternatives pour améliorer la rentabilité de leur activité. Au Burkina Faso, plusieurs travaux ont porté sur l'efficacité techniques des producteurs en prenant globalement les exploitations dans une filière particulière ou en ciblant une région spécifique (Combary, 2017; Kaboré, 2007; Ky, 2017; Seogo & Sawadogo, 2020).

Les principaux résultats des recherches montrent que les scores d'efficacité technique varient entre 34% et 87% (Abdulai *et al.*, 2017; Combary, 2017; Ky, 2017; Sihlongonyane *et al.*, 2014). Une diversité de facteurs liés aux caractéristiques de l'exploitation, celles de l'exploitant et facteurs en lien avec l'environnement affectent l'efficacité technique. Les principales caractéristiques de l'exploitation qui affectent l'efficacité technique sont le nombre d'actifs, l'accès au crédit et aux services de vulgarisation, et le nombre de parcelles emblavées (Coulibaly *et al.*, 2017; Kaboré, 2007; Ngom *et al.*, 2016). Les déterminants de l'efficacité technique liés aux caractéristiques du chef d'exploitation sont essentiellement son âge, son niveau d'éducation, son expérience dans la pratique agricole, et son sexe (Chaffai & Dietsch, 1999; Dhehibi & Chemak, 2010). Les autres facteurs qui sont des variables d'environnement sont la disponibilité ou l'appartenance à une organisation professionnelles agricole ou une coopérative, la disponibilité de fumure organique, et la disponibilité de crédit (Ouedraogo *et al.*, 2019; Ouedraogo, 2012; Seogo & Sawadogo, 2020).

L'efficacité technique dans l'agriculture a fait l'objet de réflexion de plusieurs auteurs. Une étude a analysé l'efficacité technico-économique des producteurs de l'oignon et de la pomme de terre dans le Saïs au Maroc afin d'identifier les sources d'inefficacité en vue de doter les agriculteurs de moyens susceptibles d'améliorer l'efficacité dans le contexte de globalisation (Ouedraogo & Ouedraogo, 2009). Ces auteurs ont utilisé le modèle d'analyse de la fonction frontière stochastique de production/coût.

Les résultats obtenus montrent une meilleure efficacité des producteurs de la pomme de terre comparativement à ceux de l'oignon.

Plusieurs auteurs ont utilisé les fonctions de frontière stochastique de type Cobb-Douglass pour l'analyse des déterminants de l'efficacité technique (Abdulai *et al.*, 2017; Choukou *et al.*, 2017; Coulibaly *et al.*, 2017). Les principaux résultats montrent que les producteurs sont inefficients, avec des scores d'efficacité d'environ 0,66. Les variables socioéconomiques tels que l'âge, l'expérience du producteur, et son expérience dans la pratique des activités agricoles affectent son efficacité technique. En revanche, d'autres auteurs ont traité de la production et de l'efficacité technique des riziculteurs en Guinée (Fontan, 2008) et au Burkina Faso (Kaboré, 2007) avec un modèle de frontière stochastique de la forme Translog. Les objectifs de ces études étaient d'analyser l'efficacité technique des riziculteurs en vue de dégager des recommandations de politiques, d'une part, d'identifier des leviers d'amélioration pour la filière rizicole dans un contexte de sa relance, d'autre part. Les deux modèles ont produit des résultats comparables. Les scores d'efficacité des riziculteurs varient entre 66 et 82%.

2. Matériel et méthodes

2.1. Méthodes d'analyse

La méthode d'analyse par les frontières stochastiques ou le modèle « Stochastic Frontier Analysis » (SFA) a été privilégié dans cette recherche. Ce modèle a l'avantage de prendre en compte les omissions de variables. L'activité de production agricole étant soumise aux aléas climatiques et aux comportements imprévisibles des producteurs, un tel modèle est approprié pour analyser les facteurs socio-économiques qui affectent l'efficacité des producteurs de maïs.

Initialement développée par Aigner *et al.* (1977), cette méthode contribue significativement à la modélisation économétrique de la fonction de production (ou de coûts) et à l'estimation de l'inefficacité technique des firmes ou des producteurs. La forme générale de la frontière de production stochastique se présente comme suit :

$$Y = f(X, \beta) \exp^{(\vartheta - \mu)} \quad (1)$$

$$\mu = Z \delta \quad (2)$$

où :

- Y est le vecteur d'outputs produits par les exploitants ;
- $f(\cdot)$ est la forme fonctionnelle appropriée ;
- X est le vecteur des inputs utilisés par les exploitants ;
- β représente le vecteur des paramètres à estimer ;
- ϑ est le vecteur de variables aléatoires supposées suivre la loi normale $N(0, \Sigma_\vartheta)$ et indépendante de μ ;
- μ est la variable non négative représentant le vecteur des inefficiences ou inefficacité de production et qui suit une loi semi-normale $N(0, \Sigma_\mu)$ ($U < 0$, car toutes les observations sont en dessous ou à la frontière de la fonction de production) ;
- Z est le vecteur des caractéristiques des exploitants qui permettent d'expliquer l'inefficacité technique ;
- δ est le vecteur des paramètres à estimer.

Pour l'estimation du modèle, il est nécessaire de trouver la forme fonctionnelle appropriée, avec certaines hypothèses sur les distributions du terme aléatoire et de l'efficacité technique. Il est également utile d'apprécier la présence de la multicolinéarité entre les variables et de trouver des méthodes d'estimations appropriées pour assurer un traitement adéquat de multicolinéarité.

De ce fait, l'estimation de ce modèle suit les étapes suivantes : (i) le choix de la forme fonctionnelle appropriée, (ii) l'appréciation et le traitement de la multicolinéarité, (iii) la validation des résultats du modèle.

Dans cette perspective, la régression par les composantes principales a été utilisée pour le traitement de la multicolinéarité. Cette approche est une solution appropriée pour le traitement de la multicolinéarité dans l'estimation des frontières de production stochastique (Castaño, 2017; Castaño & Gallón, 2017). Dans ces conditions, le modèle devient :

$$Y = f(W, \beta) \exp^{(\vartheta - \mu)} \quad (3)$$

$$\mu = Z \delta \quad (4)$$

Où $W = XP$ est la matrice des composantes principales et

$$X^T X = P \Lambda P^T$$

Avec Λ la matrice diagonale constituée des valeurs propres de la matrice orthogonale P .

Variables du modèle

• Variables explicatives de la fonction de production des producteurs de maïs

Sur la base de la littérature, les variables explicatives de la frontière de production sont données par le

Tableau I. Toutes ces variables sont quantitatives et supposées avoir une corrélation positive avec la quantité de production du maïs.

Tableau I : variables explicatives de la fonction stochastique de production

Variable	Définition	Type de variable
Sup_i	La superficie emblavée par le producteur pour la culture du maïs (en ha)	Quantitative
FO_i	La quantité de fumure organique appliquée par le producteur de maïs (en kg)	Quantitative
$Engrais_i$	La quantité d'engrais minéraux appliquée par le producteur de maïs (en kg)	Quantitative
$Pesticide_i$	La quantité de pesticide appliquée par le producteur de maïs (en litres)	Quantitative
$Actif_i$	Le nombre d'actifs agricoles disponibles pour le producteur de maïs (tête)	Quantitative

- **Variables explicatives de l'efficacité technique des producteurs de maïs**

Prenant en compte la disponibilité des données, la synthèse de la littérature permet d'identifier les variables contenues dans le tableau II. Il est attendu que l'encadrement, l'âge, l'appartenance à une OP, la sécurisation foncière moderne par une attestation de possession foncière rurale (APFR) et le niveau de scolarisation du producteur augmentent son efficacité technique. Par contre, le nombre de parcelles exploitées par le producteur, le statut d'occupation, la pratique d'une AGR, le statut de propriétaire de terre et celui de prêt de terre affectent négativement l'efficacité technique du producteur. Les effets des variables sexe et situation matrimoniale ne sont pas priori déterminés au regard de la revue de littérature.

Tableau II : variables de la fonction d’efficience technique

	Définition	Codification des variables
$Sexe_i$	Sexe du chef d’exploitation	Variable binaire prenant la valeur 1 si le producteur de maïs est une femme et 0 s’il est un homme
Age_i	Age du chef d’exploitation (en années révolues)	Variable quantitative
$Parcelle_i$	Nombre de parcelles exploitées par le producteur	Variable quantitative
$Instruc_i$	Niveau de scolarisation	Variable binaire prenant les valeurs 0 si le producteur de maïs n’a aucun niveau, 1 s’il a un niveau primaire, secondaire ou plus
$Encad_i$	Encadrement	Variable binaire prenant la valeur 0 si le producteur n’a reçu d’encadrement, 1 s’il a déjà reçu un encadrement

Agr_i	Activités génératrices de revenus (AGR)	Variable binaire prenant la valeur 1 si le producteur de maïs pratique une AGR et 0 si non
$Secu_i$	Possession d'APFR	Variable binaire prenant la valeur 1 si le producteur de maïs possède une APFR et 0 si non
$Pret_i$	Prêt de terre	Variable binaire prenant la valeur 1 si le producteur de maïs a prêté la terre et 0 si non
$Terrien_i$	Possesseur terrien	Variable binaire prenant la valeur 1 si le producteur de maïs est un possesseur terrien et 0 si non
$Occup_i$	Statut d'occupation	Variable binaire prenant la valeur 1 si le producteur de maïs est actif agricole, 0 s'il est actif non agricole ou s'il est inactif
OP_i	Adhésion à une OP	Variable binaire prenant la valeur 1 si le producteur de maïs est membre d'une OP et 0 si non
$Statut_i$	Statut matrimoniale	Variable binaire prenant la valeur 1 si le producteur de maïs est célibataire, 0 Si non

2.2. Source des données et méthode d'échantillonnage

Cette étude a utilisé les données de l'enquête permanente agricole (EPA) de la campagne agricole 2019/2020. L'EPA est une enquête par sondage couvrant les 45 provinces du Burkina Faso. Elle utilise un plan de sondage à deux degrés avec stratification au premier degré induite par celle du deuxième degré.

Au premier degré, les unités primaires sont les villages, tirés proportionnellement à leurs tailles en nombre de ménages agricoles et sans remise. Pour garantir la représentativité des différents types d'exploitations agricoles au sein d'un même village, l'ensemble des exploitations agricoles a été stratifié. Cette stratification est fondée sur une analyse discriminante précédée par une classification des exploitations agricoles. La classification utilise huit (8) variables du module agricole du recensement général de la population et l'habitat de 2006, susceptibles d'influencer la production agricole. Il s'agit de la taille du ménage, la superficie, la charrue, la charrette, le bœuf de trait, l'âne de trait, le cheval de trait, et le dromadaire de trait. La base de sondage ainsi obtenue pour le tirage au second degré est constituée de l'ensemble des ménages des villages tirés au premier niveau.

Au second degré, les ménages sont sélectionnés par tirage aléatoire simple et sans remise (par province et par strate) conformément à la taille de l'échantillon final. La taille de l'échantillon final obtenue est déterminée en contrôlant le coefficient de variation de l'estimateur de la moyenne et celui du total (10 % pour toutes les provinces) et l'effet de sondage.

La taille de l'échantillon de l'EPA utilisé pour cette étude est de 5 322 ménages agricoles répartis dans 887 villages. Dans chaque village échantillonné, les enquêteurs réalisent les mesures de superficie et effectuent des pesées de récoltes des parcelles de cultures de chaque ménage. Ils sont suivis par les services techniques du ministère chargé de l'agriculture, aussi bien au niveau central qu'au niveau déconcentré.

3. Résultats et discussion

3.1. Choix de la forme fonctionnelle

Le test du ratio de vraisemblance est utilisé pour le choix de la forme fonctionnelle. L'hypothèse nulle du test est : le modèle Cobb-Douglas est approprié. Les résultats du test indiquent que le modèle Cobb-douglas n'est pas approprié à l'analyse. En effet, la p-value associée à la statistique du test (LR $\chi^2(13) = 146,72$) est de 0,000. Cette p-value étant inférieure au seuil de 5 %, l'hypothèse nulle ne peut être acceptée. Dans ces conditions, l'hypothèse alternative qui est le modèle translog est donc indiqué pour comme forme fonctionnelle. Ainsi, c'est le modèle translog qui est utilisé dans le cadre de ce travail.

3.1.1. Traitement de la multicollinéarité

La multicollinéarité constitue un problème sérieux qui affecte la qualité des estimations. En cas de multicollinéarité, l'identification des effets individuels de chaque variable explicative est difficile. Par ailleurs, la stabilité des estimations n'est pas garantie avec pour conséquence un nombre important de paramètres non significatifs sur le plan statistique (Castaño & Gallón, 2017).

Dans ce travail, la multicollinéarité a été évaluée en utilisant le facteur d'inflation de la variance (VIF). L'annexe 1 du tableau III donne le VIF pour chacune des variables explicatives entrant dans l'estimation de la frontière de production stochastique. Ces résultats montrent que la plupart des variables ont un VIF dépassant les seuils (2 ou 5) indiqués par la littérature. Ces résultats suggèrent qu'il faut trouver une méthode pour le traitement de la multicollinéarité. Le traitement approprié dans ces conditions est la régression sur les composantes principales car elle permet d'utiliser la richesse d'information contenue dans chacune des variables. A défaut, la frontière de production stochastique serait estimée avec au plus deux variables en décidant d'éliminer les variables qui ont des VIF élevés.

Tableau III : contribution des variables aux composantes principales retenues

Variable	Comp1	Comp2	Comp3	Comp4	Comp5	Coefficient estimé
lsup	0,303	-0,204	0,041	-0,085	-0,263	0,030
lfum	0,081	0,333	0,334	-0,024	-0,001	0,041
lengr	0,258	-0,216	0,059	-0,168	0,483	-0,036
lpest	0,203	0,231	-0,328	0,009	0,047	0,136
lactif	0,109	-0,069	0,059	0,671	0,061	0,018
lsup_lsup	0,281	-0,190	0,057	-0,045	-0,458	0,040
lfum_lfum	0,105	0,323	0,335	-0,021	-0,003	0,044
lengr_lengr	0,276	-0,240	0,061	-0,158	0,300	-0,026
lactif_lac~f	0,110	-0,075	0,058	0,669	0,053	0,017
lpest_lpest	0,207	0,224	-0,324	0,009	0,016	0,136
lsup_lfum	0,232	0,159	0,262	-0,056	-0,159	0,056
lsup_lengr	0,301	-0,225	0,063	-0,095	-0,202	0,018
lsup_lpest	0,250	0,160	-0,261	-0,001	-0,124	0,132
lsup_lactif	0,305	-0,200	0,056	0,051	-0,281	0,035
lfum_lengr	0,197	0,196	0,308	-0,102	0,197	0,024
lfum_lpest	0,181	0,288	-0,076	-0,013	0,007	0,110
lfum_lactif	0,103	0,314	0,338	0,083	-0,008	0,045
lengr_lpest	0,241	0,172	-0,283	-0,024	0,117	0,119
lengr_lactif	0,276	-0,222	0,074	0,037	0,418	-0,025
lpest_lactif	0,214	0,222	-0,317	0,068	0,038	0,137

Source : Données de l'EPA de la campagne agricole 2019-2020

Pour déterminer les composantes principales, deux critères ont été confrontés. Il s'agit du critère du coude et celui de Kaiser (Berger, 2021; Besse, 1992). Selon le critère de Kaiser, quatre composantes principales peuvent être retenues. Ces composantes ont des valeurs propres supérieures à l'unité conformément à l'exigence du critère de Kaiser. D'après le critère du coude, six composantes principales peuvent être retenues.

En effet, le décrochement suivi d'une décroissance régulière de la valeur de l'inertie associée à la composante est observable à partir de la sixième composante.

Dans le cadre de cette recherche, cinq composantes principales ont été retenues car à partir de la cinquième composante, les deux règles sont respectées. La valeur propre associée à la composante n'est pas statistiquement différente de 1 et un décrochement d'inertie peut être aussi observé avec une différence d'inertie plus faible entre deux composantes à partir de celle-ci. Les cinq premières composantes totalisent une inertie cumulée de plus de 90%.

Tableau IV : Valeurs propres et inerties des composantes principales en pourcentage (%)

Composante	Valeur propre	Différence	Inerties	Inertie cumulée
Comp1	7,653	3,431	38,3	38,3
Comp2	4,222	0,467	21,1	59,4
Comp3	3,755	1,837	18,8	78,2
Comp4	1,918	0,997	9,6	87,7
Comp5	0,920	0,473	4,6	92,3
Comp6	0,447	0,092	2,2	94,6
Comp7	0,355	0,111	1,8	96,4
Comp8	0,244	0,144	1,2	97,6
Comp9	0,100	0,016	0,5	98,1
Comp10	0,084	0,016	0,4	98,5

Source : construction de l'auteur à partir des données de l'EPA

3.1.2. Validation des résultats du modèle

Une série de tests permet de valider les résultats du modèle qui font l'objet d'interprétations. Ces tests sont au nombre de quatre :

(1) les effets d'inefficience technique ne sont pas stochastiques,

$$H_0 : \gamma = 0 ;$$

(2) les effets d'inefficience technique ne sont pas présents

$$H_0 : \gamma = \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_p$$

(3) les facteurs spécifiques aux exploitants agricoles n'ont pas d'influence sur l'inefficience technique, les effets d'inefficience technique suivent une distribution normale tronquée (Stevenson, 1980), $H_0 : \delta_1 = \dots = \delta_p ;$

(4) les effets d'inefficience technique suivent une distribution semi normale (Aigner et al., 1977), $H_0 : \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_p = 0.$

Il convient de remarquer que le rejet de la première et de la dernière hypothèse est suffisant pour rejeter le reste des hypothèses.

Ainsi, pour valider le modèle, ces deux tests sont utilisés. La valeur du paramètre gamma est significative au seuil de 5% et sa valeur est comprise entre 0 et 1, indiquant la nature stochastique de la frontière de production. Cela implique que la déviation de la frontière est non seulement due à l'inefficience du producteur, mais aussi aux chocs exogènes, aléatoires indépendants de celui-ci. Pour la significativité globale, le test de WALD donne une statistique significative au seuil de 5 %. On peut donc dire que le modèle est globalement significatif.

3.2. Analyse de l'efficacité technique des producteurs de maïs

3.2.1. Efficacité technique et fonction de production

Le score d'efficacité technique moyen des producteurs de maïs est de 87%. Par conséquent, il existe une inefficacité dans le choix et la combinaison des facteurs de production opérés par ceux-ci. Ce score signifie également que les producteurs peuvent réduire de 13% leurs charges de production tout en maintenant leur niveau actuel de production ou augmenter leur production d'environ 13% en utilisant les mêmes quantités de facteurs de production alloués de manière efficace. Des résultats comparables (de l'ordre de 83 %) ont été obtenus pour les producteurs de maïs en 2012 (Ouédraogo *et al.*, 2019). L'écart de 4 points pourrait s'expliquer par l'amélioration des pratiques des producteurs de maïs.

Les résultats des estimations du modèle explicatif de l'inefficacité technique des producteurs donnent également la frontière de production stochastique du maïs (voir Tableau V). Pour l'interprétation des résultats de la frontière de production stochastique, il est nécessaire d'estimer les coefficients associés aux inputs en utilisant leurs contributions pour chacun des axes. L'estimation de ces coefficients est donnée dans l'annexe 2. L'élasticité d'un input X_i est donnée par $\varepsilon_i = \beta_i + \alpha_{ij} \ln(X_i) + \frac{1}{2} \sum_{j \neq i} \alpha_{ij} \ln(X_j)$.

Ainsi, les résultats de l'annexe 2 montrent que la superficie, la fumure organique et les pesticides affectent positivement la production du maïs. Quant aux engrais minéraux et le nombre d'actifs agricoles, il n'est pas possible de tirer cette conclusion au regard des signes qui peuvent être alternés en fonction de la combinaison utilisée. Pour ces inputs, on peut donc dire qu'ils affectent la frontière de production en fonction de l'intensité dans l'utilisation. Ces résultats intermédiaires permettent d'analyser les déterminants de l'efficacité technique.

3.2.2. Déterminants de l'efficience technique

Le Tableau V donne les résultats sur les déterminants de l'inefficience technique des producteurs. Les analyses de la variance, de comparaison des moyennes et de corrélation avec les scores d'inefficience technique suggèrent les variables suivantes comme potentiellement explicatives de l'inefficience technique. Il s'agit du sexe, de la situation matrimoniale, du niveau de scolarisation, de l'adhésion à une organisation professionnelle agricole (OPA), du statut de prêt de terre, du statut de propriétaire terrien, de l'âge et du nombre de parcelles.

Tableau V: résultats de l'estimation de la frontière de production stochastique

Variable	Coefficient	Ecart-type	z	P>z
ln(production)				
Composante 1	0,209	0,001	148,770	0,000
Composante 2	-0,135	0,002	-79,000	0,000
Composante 3	0,033	0,002	18,170	0,000
Composante 4	-0,059	0,002	-26,820	0,000
Composante 5	-0,160	0,004	-44,180	0,000
Cons	0,610	0,080	7,650	0,000
Age	-0,005***	0,001	-3,430	0,001
Nombre de parcelles	0,031***	0,006	5,230	0,000
Encadrement				
Oui	-0,076	0,048	-1,600	0,109
Sexe				
Féminin	-0,616***	0,071	-8,650	0,000
Adhésion à une OP				
Oui	0,837***	0,053	15,670	0,000
Prêt de terre				
Oui	0,318*	0,123	2,580	0,010

Propriétaire de terre				
Oui	0,251***	0,126	2,000	0,046
Situation matrimoniale				
Marié	0,235**	0,120	1,960	0,051
Veuf	0,111	0,158	0,700	0,484
Divorcé/séparé	0,576**	0,225	2,570	0,010
Niveau d'instruction				
Primaire	0,207***	0,074	2,780	0,005
Secondaire et plus	-0,423***	0,129	-3,280	0,001
Constante	-3,491***	0,1747	-19,9900	0,0000
$Ln\sigma_u^2$				
_cons	-12,2464	91,0889	-0,1300	0,8930
	γ	0,0022	0,0998	

NB : ***=significatif à 1%, **=Significatif à 5%, = significatif à 10%. Pour la variable situation matrimoniale, le statut de célibataire constitue la situation de référence tandis que pour le niveau d'éducation, le « non scolarisé » constitue la référence.

L'efficacité technique des producteurs de maïs augmente avec leur âge. En général, les producteurs âgés ont acquis une somme d'expériences dans la production du maïs, si bien qu'ils appliqueraient efficacement les bonnes pratiques de production du maïs au sein de leurs exploitations. Cette vision est partagée par plusieurs auteurs (Abdulai *et al.*, 2017; Choukou *et al.*, 2017; Coulibaly *et al.*, 2017) qui affirment que l'agriculteur avec plusieurs années d'expérience est plus techniquement efficace.

L'appui-conseil accroît l'efficacité technique des producteurs de maïs. Les agents d'encadrement dans le cadre de la vulgarisation mettent l'accent sur des messages clés tels les techniques de préparation de sol, l'utilisation des semences de variétés améliorées, la protection phytosanitaire et l'application des engrais, et le respect de la densité de peuplement qui facilite les opérations de contrôle des adventices (Abdulai *et al.*, 2017; Adeyinka Paul *et al.*, 2017; Coulibaly *et al.*, 2017). Ainsi, l'appui conseil apporte aux producteurs de maïs des techniques de production appropriées dont l'application augmente leur rendement par rapport à ceux qui n'en ont pas bénéficié. En améliorant leurs compétences pour l'application rigoureuse des innovations techniques, l'appui-conseil et l'encadrement permettent aux producteurs de tirer pleinement profit des innovations.

Le nombre de parcelles exploitées réduit l'efficacité technique du producteur de maïs. L'exploitation de plusieurs parcelles de culture de maïs conduit le producteur à disperser ses moyens et efforts plutôt qu'une production intensive sur un nombre réduit de parcelle. Cette idée similaire indique que lorsque le chef de ménage dispose d'un nombre important de parcelles à entretenir, il doit fournir davantage d'efforts physiques et financiers (Dhehibi & Chemak, 2010; Djoumessi Fosso, 2015; Ngom *et al.*, 2016). Par conséquent, cette dispersion des efforts conduit à un certain niveau d'inefficacité car elle accroît les coûts de transaction du fait de l'éloignement des parcelles et exige davantage de qualités « managériales » pour une meilleure coordination des activités de production (Ngom *et al.*, 2016).

Les producteurs de maïs qui sont propriétaires terriens sont moins efficaces que les autres producteurs. Ce résultat est inattendu mais des résultats similaires ont été trouvés dans d'autres travaux (Sharma *et al.*, 1999b). Ces auteurs indiquent que les exploitants propriétaires de terres ont une efficacité technique inférieure à ceux opérant sur des terres louées. Ce résultat pourrait s'expliquer par le fait que les propriétaires terriens considèrent l'agriculture comme une activité d'ordre culturel ; alors que ceux qui louent des terres considèrent l'agriculture comme une activité professionnelle dans laquelle il faut investir convenablement pour davantage de rentabilité.

Les producteurs de maïs avec un niveau primaire sont moins efficaces que ceux qui ne sont pas scolarisés. Ce résultat est surprenant mais il pourrait s'expliquer par l'inadéquation de l'éducation formelle primaire avec les besoins agricoles locaux. En effet, l'éducation primaire fournit des connaissances théoriques basiques qui ne sont pas nécessairement en adéquation avec les formations agricoles ou les informations techniques susceptibles d'améliorer les performances des producteurs. Par contre, les producteurs non scolarisés peuvent être mieux intégrés dans des réseaux sociaux locaux de partage de connaissances et d'expérience, ce qui leur permet de bénéficier de conseils pratiques adaptés aux réalités du terrain. Par contraste, les producteurs ayant un niveau primaire peuvent être moins impliqués dans des plateformes de partage de connaissances pratiques ou ne pas être pleinement insérés dans ces réseaux. Ils peuvent parfois être confrontés à des attentes ou à des idéaux imposés par l'éducation formelle. La conjugaison de ces facteurs peut les rendre moins flexibles dans leur approche agricole et, par ricochet, affecter leur efficacité.

En outre, les producteurs non scolarisés peuvent bénéficier de formations pratiques dispensées par les agents techniques du système national de vulgarisation ou des leaders communautaires dont l'exploitation adéquate peut accroître leur efficacité technique. En outre, ces derniers peuvent s'appuyer sur leur expérience pour adapter les méthodes et techniques apprises aux conditions spécifiques de leur exploitation et atteindre des niveaux d'efficacité plus élevés.

D'une manière générale, une formation adaptée permet aux individus de mieux assimiler les bonnes pratiques qui leur sont présentées par les agents vulgarisateurs. Elle permet également au producteur de choisir les quantités d'intrants convenables lui permettant d'être plus efficient (Issaka, 2024; Ngom *et al.*, 2016).

Les producteurs de maïs membres d'une organisation de producteurs sont moins efficaces que ceux qui n'en sont pas membres. Ce résultat est contraire aux résultats obtenus dans certaines études antérieures (Coulibaly *et al.*, 2017; Ngom *et al.*, 2016). Pour les premiers, l'appartenance à une organisation paysanne influence négativement l'inefficacité technique. Tandis que les seconds trouvent que le fait d'appartenir à un groupe d'intérêt n'affecte pas l'efficacité productive. Ce résultat pourrait être lié au fait que certaines organisations de producteurs font face à des défis organisationnels qui limitent leur efficacité, notamment les problèmes de gestion, l'insuffisance de formation des membres, et les conflits internes. En effet, certaines organisations de producteurs dans des zones rurales peuvent parfois promouvoir des pratiques agricoles ou des technologies qui ne sont pas adaptées aux besoins spécifiques de chaque membre, ce qui peut diminuer leur efficacité comparativement aux producteurs non membres qui utilisent des méthodes plus adaptées.

Par ailleurs, certaines organisations de producteurs mettent l'accent sur des objectifs collectifs comme une meilleure organisation de la commercialisation ou l'accès à des subventions plutôt que sur l'amélioration de l'efficacité individuelle. Ainsi, l'inadéquation de certains services fournis aux membres des OP ou leur mauvais ciblage peuvent conduire à une inefficacité chez les producteurs membres, comparativement aux non membres opèrent leurs choix de manière indépendante et plus flexible aussi bien pour la production, la commercialisation, le stockage et la transformation.

Conclusion et implications politiques

Cet article avait pour objectif d'estimer les scores d'efficacité technique et d'identifier les déterminants socioéconomiques de l'efficience des producteurs de maïs au Burkina Faso, dans un contexte d'extension des superficies de maïs alors que la recherche agricole propose des solutions d'intensification agricole performantes. Un modèle d'analyse de frontière de production stochastique a été utilisé pour l'évaluation de l'efficacité technique des producteurs de maïs et l'identification des facteurs socioéconomiques qui affectent cette efficacité.

Les résultats révèlent le score d'efficience technique moyen des producteurs de maïs est de 87%. Il existe une inefficience dans le choix et la combinaison des facteurs de production opérés par les producteurs de maïs. Par conséquent, les producteurs pourraient accroître les volumes de production de maïs en améliorant significativement l'allocation des facteurs de productions, en particulier les intrants.

Plusieurs caractéristiques de l'exploitation, du chef d'exploitation et de l'environnement affecte l'efficience technique des producteurs de maïs. Leur inefficience technique diminue avec leur âge et l'accès aux appui conseils. L'expérience associée à un bon encadrement semble augmenter l'efficience des producteurs. L'analyse en termes de genre montrent que les femmes sont plus efficaces que les hommes. Par ailleurs, les producteurs ayant un niveau secondaire ou plus sont plus efficaces que les non scolarisés.

Ces résultats mettent en exergue le rôle primordial de l'appui-conseil ou l'encadrement technique des producteurs dans l'amélioration de leur efficacité technique. Pour accroître l'efficacité technique des producteurs de maïs, il est nécessaire de renforcer le réseau d'appui-conseil et assurer une formation pratique massive et continue des producteurs sur les bonnes pratiques de production de maïs en accordant une attention particulière aux femmes et aux producteurs qui effectuent de location de terre qui semble s'inscrire dans une logique entrepreneuriale.

Références

- Abdulai, S., Nkegbe, P. K., & Donkor, S. A. (2017). Assessing the Economic Efficiency of Maize Production in Northern Ghana. *Ghana Journal of Development Studies*, 14(1), 123. <https://doi.org/10.4314/gjds.v14i1.7>
- Adeyinka Paul, A., Peter Adebola, O., Dare, A., & Olubukola, I. (2017). Comparative Efficiency of Table Egg Farms Under Two Different Production Systems in Oyo State, Nigeria. *World Journal of Agricultural Research*, 5(3), 135-146. <https://doi.org/10.12691/wjar-5-3-3>
- Aigner, D., Lovell, C. A. K., & Schmidt, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6(1), 21-37. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(77\)90052-5](https://doi.org/10.1016/0304-4076(77)90052-5)
- Anupama, J., Singh, R. P., & Kumar, R. (2005). *Technical Efficiency in Maize Production in Madhya Pradesh: Estimation and Implications*. <https://doi.org/10.22004/AG.ECON.58479>
- Aparicio, J., Zofío, J. L., & Pastor, J. T. (2023). Decomposing Economic Efficiency into Technical and Allocative Components: An Essential Property. *Journal of Optimization Theory and Applications*, 197(1), 98-129. <https://doi.org/10.1007/s10957-023-02188-2>
- Banker, R. D., Charnes, A., & Cooper, W. W. (1984). Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis. *Management Science*, 30(9), 1078-1092. <https://doi.org/10.1287/mnsc.30.9.1078>
- Barry, F., Savadogo, K., Sanou, L., & Dao, A. (2024). Déterminants de l'Adoption des Variétés Améliorées de Maïs à l'Ouest du Burkina Faso. *European Scientific Journal, ESJ*, 20(3), 164. <https://doi.org/10.19044/esj.2024.v20n3p164>
- Berger, J.-L. (2021). *Analyse factorielle exploratoire et analyse en composantes principales: Guide pratique*. HAL. <https://hal.science/hal-03436771v1>

- Besse, P. (1992). PCA stability and choice of dimensionality. *Statistics & Probability Letters*, 13(5), 405-410. [https://doi.org/10.1016/0167-7152\(92\)90115-L](https://doi.org/10.1016/0167-7152(92)90115-L)
- Castaño, E. (2017). A solution for multicollinearity in stochastic frontier production function models. *Lecturas de Economía*, 86, 9-23. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n86a01>
- Castaño, E., & Gallón, S. (2017). A solution for multicollinearity in stochastic frontier production function models. *Lecturas de Economía*, 86, 9-23. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n86a01>
- Chaffai, M. E., & Dietsch, M. (1999). Mesures de l'efficacité technique et de l'efficacité allocative par les fonctions de distance et application aux banques européennes. *Revue économique*, 50(3), 633. <https://doi.org/10.2307/3502735>
- Choukou, M. M., Zannou, A., & Ahohuendo, B. (2017). Analyse de l'efficacité économique d'allocation des ressources dans la production du maïs au Kanem-Tchad. *Revue Marocaine des Sciences Agronomiques et Vétérinaires*, 5(2), 200-209.
- Combary, O. S. (2017). Analysing the efficiency of farms in Burkina Faso. *African Journal of Agricultural and Resource Economics-Affare* 12(3): 242-256, 12(3), 242-256.
- Coulibaly, A., Savadogo, K., & Diakité, L. (2017). Les Déterminants De L'efficacité Technique Des Riziculteurs De L'office Du Niger Au Mali The Office Niger Rice Farmers' Technical Efficiency Determinants in Mali. *Journal of Agriculture and Environmental Sciences*, 6(2). <https://doi.org/10.15640/jaes.v6n2a9>
- DGESS, (Direction générale des études et des statistiques sectorielles). (2017). *Plan stratégique pour les statistiques agricoles et rurales du Burkina Faso, 2016-2020*. MARAH.
- DGESS, (Direction générale des études et des statistiques sectorielles). (2018). *Résultats définitifs de la campagne agricole 2016-2017, rapport général*. MARAH.
- DGESS, (Direction générale des études et des statistiques sectorielles). (2021). *Résultats définitifs de la campagne agricole 2019-2020, rapport global*. MARAH.

- Dhehibi, B., & Chemak, F. (2010). Efficacité technique des exploitations en irrigué. Une approche paramétrique Versus non paramétrique. *New Medit*, 19(2), 33-41.
- Djoumessi Fosso, Y. (2015). *Analyse de l'efficacité des petits exploitants de légumes en zone de forêt dans la région du Sud-ouest Cameroun*. Université Yaoundé II-SOA.
- Farrell, M. J. (1957). The Measurement of Productive Efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 120(3), 253. <https://doi.org/10.2307/2343100>
- Fayama, T., & Maïga, A. (2020). Déterminants socio-techniques de la faible production des variétés de semences améliorées dans la commune de Banfora, Burkina Faso. *Annales de l'Université de Parakou-Série « Sciences Naturelles et Agronomie »*, 10(1), 13-26.
- Fontan, C. (2008). Production et efficacité technique des riziculteurs de Guinée : Une estimation paramétrique stochastique. *Économie rurale*, 308, 19-35. <https://doi.org/10.4000/economierurale.342>
- Gniza, D. I. (2022). Analyse de l'efficacité allocative des ressources utilisées dans les petites exploitations de riz de bas-fond au centre-ouest de la Côte d'Ivoire. *African Journal of Agricultural and Resource Economics*, 17(4), 287-297. [https://doi.org/10.53936/afjare.2022.17\(4\).19](https://doi.org/10.53936/afjare.2022.17(4).19)
- Hao, R. (2008). Efficacité technique, croissance économique et égalité régionale en Chine : Une approche de frontières stochastiques. *L'Actualité économique*, 83(3), 297-320. <https://doi.org/10.7202/018112ar>
- Hossain, M. M., Alam, M. A., & Uddin, M. K. (s. d.). Application of Stochastic Frontier Production Function on Small Banana Growers of Kushtia District in Bangladesh. *Journal of Statistics Applications & Probability*, 4(2), 337-342.
- Hossain, M. M., & Majumder, A. K. (2018). *Analysis of Factors Affecting the Technical Efficiency : A Case Study*. 6(1), 10-13.

- INSD, (Institut national de la statistique et de la démographie). (2022). *Résultats du 5ème recensement général de la population et de l'habitation. Volume 2 : Caractéristiques des ménages et de la population.*
- Issaka, K. (2024). Economic Efficiency of Maize Production in the Context of Climate Change Adaptation in the Okpara Sub-Basin. *Agricultural Sciences*, 15(11), 1250-1270. <https://doi.org/10.4236/as.2024.1511068>
- Kaboré, P. D. (2007). Efficience Technique de la Production Rizicole sur les Périmètres Aménagés du Burkina Faso. *CAPES*, 30.
- Kaminsk, J., Elbehri, A., & Zoma, J.-P. (2013). Analyse de la filière du maïs et compétitivité au Burkina Faso : Politiques et initiatives d'intégration des petits producteurs au marché. In *Reconstruire le potentiel alimentaire de l'Afrique de l'Ouest*, (Elbehri, A., p. 491-521). FAO. <https://www.fao.org/4/i3222f/i3222f00.htm>
- Koopmans, T. C. (1951). Analysis of production as an efficient combination of activities. In *Activity Analysis of Production and Allocation, Proceeding of a Conference* (Koopmans, T. C., p. 33-97). John Wiley and Sons Inc.
- Ky, H. (2017). Efficience de la Production Céréalière au Burkina Faso. *REVUE CEDRES-ETUDES, Séries économie*, 64, 124-138.
- Lesueur, J., & Plane, P. (1995). Frontière de production et mesure de l'efficacité technique : Le cas de l'électricité dans dix entreprises subsahariennes. *Annals of Public and Cooperative Economics*, 66(3), 299-319. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8292.1995.tb00995.x>
- MAAHM, (Ministère de l'agriculture, des aménagements hydro-agricole et de la mécanisation). (2021). *Tableau de bord statistique de l'agriculture 2020*. MAAHM.
- MEFP (Ministère de l'Economie, des finances et de la prospective) (2024). *Les comptes nationaux de 2023, premières estimations à partir des comptes nationaux trimestriels*. MEFP.
- Ndiaye, M. (2018). Analyse De L'efficacité Technique Des Exploitations Agricoles Familiales À Maurice. *European Scientific Journal, ESJ*, 14(9), 143. <https://doi.org/10.19044/esj.2018.v14n9p143>

- Ngom, C. A. B., Sarr, F., & Fall, A. A. (2016). Mesure de l'efficacité technique des riziculteurs du bassin du fleuve Sénégal. *Économie rurale*, 355, 91-105. <https://doi.org/10.4000/economierurale.5021>
- Nlend Nkott, A. L., & Temple, L. (2021). Le système semencier céréalier au Burkina Faso : Dépendance de sentier et trajectoires d'évolution de 1970 à 2020. *Économie et Institutions*, 29. <https://doi.org/10.4000/ei.6798>
- OCDE & FAO (2019), Perspectives agricoles de l'OCDE et de la FAO 2019-2028, Éditions OCDE, Paris/FAO, Rome
- Ouédraogo, B. I., Zahonogo, P., & Ouédraogo, S. (2019). Determinants of the Technical Efficiency of Maize Farmers in Burkina Faso. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 10(14), 55-67.
- Ouédraogo, S. (2012). Efficacité technico-économique de la production du riz sur la plaine aménagée de Bagré (Burkina Faso) : Approche frontière stochastique. *REVUE CEDRES-ETUDES, Séries économie*, 54, 81-94.
- Ouedraogo, S., & Ouedraogo, S. (2009). Efficience technico-économique : Cas des producteurs de l'oignon et de la pomme de terre dans le saïs au Maroc. *Agronomie Africaine*, 20(3). <https://doi.org/10.4314/aga.v20i3.46275>
- Savadogo, K., Combarry, O. S., & Akouwerabou, D. B. (2014). Impacts des services sociaux sur la productivité agricole au Burkina Faso : Approche par la fonction distance output. *Mondes en développement*, 2, 153-167.
- Seogo, W., & Sawadogo, W. J.-P. (2020). Les déterminants de l'efficacité technique de la production du mil dans la région du Sahel au Burkina Faso. *REVUE CEDRES-ETUDES, Série économie*, 70, 105-128.
- Sharma, K. R., Leung, P., & Zaleski, H. M. (1999a). Technical, allocative and economic efficiencies in swine production in Hawaii : A comparison of parametric and nonparametric approaches. *Agricultural Economics*, 20(1), 23-35. <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.1999.tb00548.x>

- Sharma, K. R., Leung, P.S., & Zaleski, H. M. (1999b). Technical, allocative and economic efficiencies in swine production in Hawaii : A comparison of parametric and nonparametric approaches. *Agricultural Economics*, 20, 23-35.
- Sihlongonyane, M. B., Masuku, M. B., & Belete, A. (2014). Economic Efficiency of Maize Production in Swaziland : The Case of Hhohho, Manzini and Shiselweni Regions. *Research in Applied Economics*, 6(3), 179. <https://doi.org/10.5296/rae.v6i3.6045>
- Simar, L., & Wilson, P. W. (2020). Technical, allocative and overall efficiency : Estimation and inference. *European Journal of Operational Research*, 282(3), 1164-1176. <https://doi.org/10.1016/j.ejor.2019.10.011>
- Sisay, D., Jema, H., Degye, G., & Abdi Khalil, E. (2015). Technical, allocative, and economic efficiency among smallholder maize farmers in Southwestern Ethiopia : Parametric approach. *Journal of Development and Agricultural Economics*, 7(8), 282-291. <https://doi.org/10.5897/JDAE2015.0652>
- Stevenson, R. E. (1980). Likelihood functions for generalized stochastic frontier estimation. *Journal of Econometrics*, 13(1), 57-66. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(80\)90042-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(80)90042-1)

Annexe 1: Contribution des variables aux composantes principales retenues

Variables	Comp1	Comp2	Comp3	Comp4	Comp5	Coefficient estimé
lsup	0,303	-0,204	0,041	-0,085	-0,263	0,030
lfum	0,081	0,333	0,334	-0,024	-0,001	0,041
lengr	0,258	-0,216	0,059	-0,168	0,483	-0,036
lpest	0,203	0,231	-0,328	0,009	0,047	0,136
lactif	0,109	-0,069	0,059	0,671	0,061	0,018
lsup_lsup	0,281	-0,190	0,057	-0,045	-0,458	0,040
lfum_lfum	0,105	0,323	0,335	-0,021	-0,003	0,044
lengr_lengr	0,276	-0,240	0,061	-0,158	0,300	-0,026
lactif_lac~f	0,110	-0,075	0,058	0,669	0,053	0,017
lpest_lpest	0,207	0,224	-0,324	0,009	0,016	0,136
lsup_lfum	0,232	0,159	0,262	-0,056	-0,159	0,056
lsup_lengr	0,301	-0,225	0,063	-0,095	-0,202	0,018
lsup_lpest	0,250	0,160	-0,261	-0,001	-0,124	0,132
lsup_lactif	0,305	-0,200	0,056	0,051	-0,281	0,035
lfum_lengr	0,197	0,196	0,308	-0,102	0,197	0,024
lfum_lpest	0,181	0,288	-0,076	-0,013	0,007	0,110
lfum_lactif	0,103	0,314	0,338	0,083	-0,008	0,045
lengr_lpest	0,241	0,172	-0,283	-0,024	0,117	0,119
lengr_lactif	0,276	-0,222	0,074	0,037	0,418	-0,025
lpest_lactif	0,214	0,222	-0,317	0,068	0,038	0,137

Annexe 2: Facteur d'inflation de la variance

Variable	F	1/VIF
ln(superficie) ln(engrais)	60,380	0,017
ln(superficie) ln(actif agricole)	59,510	0,017
ln(engrais)	52,800	0,019
ln(superficie)	50,740	0,020
ln(engrais) ln (actif agricole)	46,220	0,022
fln(actif agricole) ln(actif agricole)	36,030	0,028
ln(engrais) ln(engrais)	35,140	0,028
ln(actif agricole)	34,280	0,029
ln(fumure organique) ln(fumure organique)	25,960	0,039
ln(superficie) ln(superficie)	25,810	0,039
ln(fumure organique)	24,150	0,041
ln(pesticides) ln actif agricole)	11,170	0,089
ln(pesticides) ln(pesticides)	10,680	0,094
ln(engrais) ln (pesticides)	8,260	0,121
ln(fumure organique) ln(engrais)	7,270	0,138
ln(superficie) ln(pesticides)	7,010	0,143
ln(superficie) ln(fumure organique)	5,960	0,168
ln(fumure organique) ln(pesticides)	2,140	0,467

Source : auteur, septembre 2020, à partir des résultats du modèle d'analyse SF

