

Efficacité économique des producteurs de maïs et du soja adoptant la gestion intégrée de fertilité des sols comme technique d'adaptation aux changements climatiques au Nord du Bénin

Roger C. BAMBANI¹, Fifanou VODOUHE¹, Jacob YABI¹, Eustache ALAYE¹

(Reçu le 25/01/2024; Accepté le 07/03/2024)

Résumé

Les stratégies de gestion intégrée de fertilité des sols (GIFS) vulgarisées ou endogènes adoptées dans l'ouest de l'Atacora au nord du Bénin pourraient contribuer à l'amélioration des rendements agricoles des producteurs. Cette étude a pour objectif d'analyser l'effet de ces stratégies sur l'efficacité économique des producteurs du maïs et du soja dans l'ouest de l'Atacora au nord du Bénin. Les fonctions frontières stochastiques de production et de coût de type Cobb-Douglass ont été estimées pour analyser les niveaux d'efficacité économique. L'analyse des résultats par typologie de stratégies révèle que les producteurs du Groupe 2, ayant adopté les stratégies de régénération des sols à base de légumineuses et l'utilisation de matières organiques, ont vu leur niveau d'efficacité économique amélioré de 45,9% pour le maïs et 71,1% pour le soja comparativement aux producteurs du Groupe 1 qui ont adopté les autres stratégies qui ont obtenu des gains de 35,4% pour le maïs et 52,8% pour le soja. L'estimation économétrique montre que le genre, la vulgarisation, l'expérience, les ressources disponibles (main-d'œuvre), la taille du ménage, la formation, la superficie emblavée, l'accès au crédit et l'adoption des stratégies GIFS ont significativement influencé le niveau d'efficacité économique des producteurs aussi bien du maïs que du soja.

Mots clés: Adaptation, gestion intégrée, fertilité, sol, efficacité économique

Economic efficiency of maize and soybean farmers adopting integrated soil fertility management strategies as climate change adaptation techniques in Northern Benin

Abstract

Popularized or endogenous Integrated Soil Fertility Management (ISFM) strategies adopted in western Atacora region of northern Benin could help improve farmers' agricultural yields. The aim of this study is to analyze the effect of these strategies on the economic efficiency of maize and soybean farmers. Stochastic production and cost frontier functions of the Cobb-Douglass type were estimated to analyze levels of economic efficiency. Analysis of the results by type of strategy reveals that farmers of Group 2, who adopted the strategies of legume-based soil regeneration and use of organic matter saw their level of economic efficiency improved by 45.9% for maize and 71.1% for soybeans, compared with farmers of Group 1 who adopted the other strategies and obtained gains of 35.4% for maize and 52.8% for soybeans. Econometric estimation showed that gender, extension, experience, available resources (labor), household size, training, area sown, access to credit and ISFM strategy adoption significantly influenced the level of economic efficiency of both maize and soybean growers.

Keywords: Adaptation, integrated management, soil fertility, economic efficiency

INTRODUCTION

La croissance démographique et l'augmentation de la consommation ont entraîné une augmentation vertigineuse de la demande alimentaire mondiale, alors que les terres agricoles fertiles se raréfient (Rulli *et al.*, 2013). Selon (Feleke *et al.*, 2016), les pays en développement sont très vulnérables aux changements climatiques puisque leurs économies reposent essentiellement sur l'agriculture pluviale, qui dépend totalement des facteurs naturels. Plusieurs études ont montré que le changement climatique est désormais perçu comme un défi pour la sécurité alimentaire de l'Afrique subsaharienne en raison de la faible résilience de ses habitants (Nantui Mabe *et al.*, 2014; Alemayehu et Bewket, 2017). Face à cette montée des problèmes environnementaux et à la dégradation des ressources naturelles, les gains de productivité en agriculture et l'efficacité de l'utilisation des facteurs de production deviennent de plus en plus difficiles à réaliser (Ghali *et al.*, 2014). L'agriculture d'aujourd'hui se trouve donc devant le défi de devoir améliorer la productivité d'autres facteurs que le travail tels que les consommations intermédiaires et le capital (Butault, 2006). Selon Griffon (2007), pour répondre aux préoccupations environnementales, les producteurs

commencent peu à peu à s'éloigner de rotations courtes (céréalières monocultures), à diversifier les systèmes de cultures et à adopter des techniques de travail du sol simplifié et les techniques de semis direct. Ainsi, les producteurs devront désormais rechercher la performance. Un gain de productivité peut être réalisé d'une part par le progrès technique, et d'autre part par une utilisation plus efficace des facteurs de production (Latruffe, 2005). Cependant, quelques approches fonctionnelles au niveau des exploitations agricoles existent et consistent à évaluer si les agriculteurs font un usage efficace des ressources naturelles afin d'atteindre leurs objectifs économiques (Burritt *et al.*, 2001). Selon Albouchi *et al.*, (2005), les études sur l'efficacité ont le mérite d'indiquer le niveau de performance des secteurs et de déterminer les plans de production optimale. La production efficace du secteur agricole contribue positivement à la croissance économique et à la stabilité de l'économie (Alinsato *et al.*, 2018). En raison des défis liés aux changements climatiques, les petits exploitants agricoles du monde entier, en particulier dans les pays en développement, ont utilisé une multitude de stratégies pour faire face aux contraintes qu'imposent les variabilités climatiques (Feleke *et al.*, 2016; Alemayehu et

¹ Laboratoire d'Analyse et de Recherche sur les Dynamiques Économiques et Sociales, Faculté d'Agronomie, Université de Parakou, Bénin

Bewket, 2017; Chukwuone *et al.*, 2021). Au Bénin, pour limiter la dégradation des sols, réhabiliter les sols dégradés et contribuer ainsi à l'amélioration des cultures, plusieurs approches de gestion durable des terres à l'échelle des exploitations agricoles ont été promues (Adekambi *et al.*, 2021). Ces approches combinent entre autres le travail du sol, la jachère à courte durée, la rotation des cultures, l'utilisation de plantes, des légumineuses, l'utilisation des semences améliorées et l'utilisation de la fumure organiques (Yabi *et al.*, 2016; Adekambi *et al.*, 2021). Les effets directs concernent le changement dans la production agricole et les effets indirects englobent les variations des prix des produits de base ainsi que les coûts des facteurs de production qui affectent finalement les revenus et les dépenses des ménages. Par ailleurs, plusieurs travaux ont examiné l'efficacité technique en se basant sur les intrants et les produits conventionnels de l'agricole (Chemak *et al.*, 2010; Ben-Farah, 2018; Biaou *et al.*, 2021). La plupart de ces travaux se basent sur les combinaisons classiques des intrants et les produits qui permettent d'étudier le niveau de performance productive des exploitations et les effets de certaines variables structurelles (taille, niveau d'instruction, sexe) et conventionnelles (crédits, subventions). Toutefois, peu d'études sur les implications dues aux changements climatiques se sont intéressées à l'efficacité économique des producteurs en prenant en compte les aspects du changement climatique et l'utilisation des ressources naturelles (Ghali *et al.*, 2014). Selon Alinsato *et al.* (2018), les études de l'efficacité ne sont pas, malgré l'importance du concept comme outil d'analyse des performances des exploitations, abondantes dans l'agriculture béninoise et elles sont presque inexistantes dans le secteur céréalier. Cette recherche conduite dans la partie septentrionale du pays (Atacora), a pour objectif général de déterminer la performance économique des producteurs adoptant les stratégies de gestion intégrée de fertilité des sols. La présente étude permet aux producteurs de développer les stratégies de gestion intégrée de fertilité des sols et de connaître les facteurs qui conditionnent leur adoption en vue de lutter efficacement contre les effets néfastes du changement climatique dans un contexte où les coûts des intrants chimiques deviennent de plus en plus importants.

MATÉRIEL ET MÉTHODES

Choix de la zone d'étude

La présente étude a été conduite au nord du Bénin, plus précisément dans l'Atacora-ouest, qui regroupe les communes de Matéri, Tanguiéta, Coby et Boukoubé (10°40 et 11°20 de latitude nord et 1°20 et 2° de longitude). Ces communes sont traversées par la chaîne de l'Atacora avec 700 m d'altitude en moyenne dont le sommet se situe à Boukoubé (835 m). Ce trait physique explique non seulement le caractère très accidenté du relief, mais aussi l'insuffisance des terres cultivables qui de surcroît, dégradées par l'érosion, les rendent infertiles et inaptes aux cultures (Kombienou *et al.*, 2020). Cette zone a été choisie parce que les sols ferrugineux et peu profonds ont une faible capacité de rétention d'eau et une faible fertilité naturelle des sols (Adegii *et al.*, 1999). Ainsi, l'adoption des techniques de production agroécologiques moins dégradantes des formations forestières et protectrices des sols permettrait d'atténuer les effets néfastes du changement climatique dans la zone.

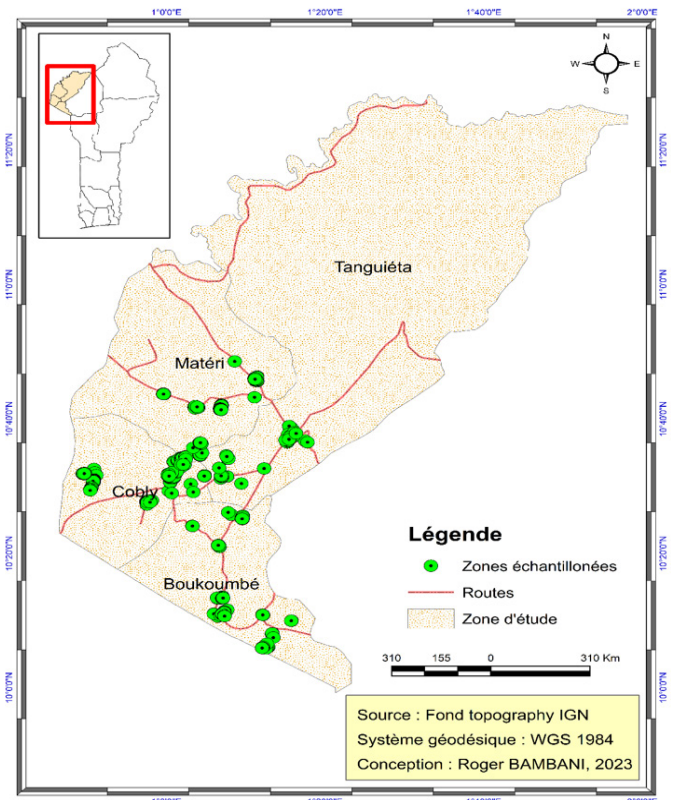


Figure 1: Carte de la zone d'étude montrant les sites de collecte de donnée

Échantillonnage

Dans le cadre de la présente étude, la taille de la population d'étude n'est pas connue. Il sera donc déterminé la taille représentative de la cible à enquêter en utilisant une approximation de la loi de distribution normale à travers la formule de Dagnelie (1998):

$$n = \frac{P_i (1 - P_i) U_{1-\frac{\alpha}{2}}^2}{d^2}$$

Par commune, quatre villages ont été retenues suivant les critères principaux à savoir le nombre de producteurs de céréales et de légumineuse (maïs et soja) et la variabilité socio-linguistique déterminés à partir d'une enquête exploratoire. Au total, 16 villages ont été retenus dans la zone. La taille n de l'échantillon est ainsi sensiblement égale à 1040 producteurs de maïs et de soja. Cet échantillon a été réparti à l'intérieur de chaque commune en fonction de la densité démographique de chaque village (INStAD, 2016). Dans cette perspective, des missions de prospection ont été organisées dans les communes sélectionnées pour une prise de contact avec le terrain. Dans les différents villages retenus, des séances d'information ont été organisées avec l'équipe de recherche. Cette approche a facilité la tâche à l'équipe d'enquêteurs et leur a permis d'organiser dans chacun des villages cibles des *focus groups* et interviews individuels.

Analyse des données

Variables de l'étude

Les données comme nous l'avons précédemment signalé concernent notamment les variables socio-économiques, démographiques et les variables quantitatives des producteurs de maïs et de soja. Les variables qui sont supposées affectées le niveau d'efficacité technique, allocative et économique se trouvent lister dans le tableau 1.

L'approche paramétrique de la frontière stochastique

Dans cette étude, c'est l'approche paramétrique par l'utilisation de la frontière stochastique de production qui a été utilisée. Elle prend en compte les variations aléatoires qui pourraient influencer l'efficacité ou l'inefficacité d'une exploitation agricole. L'approche stochastique a été initialement et indépendamment proposée par Aigner *et al.* (1976) et van Den Broeck *et al.* (1977) pour prendre en compte les limites de la fonction frontière déterministe. Elle postule que le terme d'erreur de l'estimation de la frontière de production est composé de deux parties indépendantes à savoir:

- Une composante purement aléatoire (v_i) qui se trouve dans n'importe quelle relation et qui se distribue de chaque côté de la frontière de production. Cette composante aléatoire est une mesure de l'erreur et d'autres facteurs aléatoires tels que les aléas climatiques, et sur l'output et les effets combinés des variables non spécifiées inputs sur la fonction de production;
- Une composante représentant l'inefficacité technique (u_i) et qui est répartie d'un seul côté de la frontière qui est une variable aléatoire positive.

L'équation de la frontière stochastique de production se présente comme suit:

$$\ln(y) = X\beta + v_i - u_i, \text{ avec } i=1, \dots, n \quad (1)$$

Le terme frontière stochastique de production provient du fait que les valeurs des outputs sont limitées par la variable stochastique qui s'écrit: $e^{(\alpha_i\beta_i + v_i)}$. Aussi, la variable aléatoire (v) qui peut être positive ou négative implique la frontière stochastique varie autour de la partie déterministe du modèle frontière: $e^{(\alpha_i\beta_i)}$.

RÉSULTATS

Analyse de la fonction de production Cobb-Douglas de maïs

Les paramètres de la fonction frontière stochastique pour la culture du maïs fournissent des informations cruciales sur les relations entre les différentes variables explicatives et la production de maïs (Tableau 2). La significativité globale du modèle est démontrée avec une contribution à hauteur de 50,1% des facteurs explicatifs à la variation de la quantité totale de maïs produite. En effet, il ressort de ces résultats que les variables telles que la quantité totale d'engrais et de main-d'œuvre ont des coefficients positifs significatifs au seuil de 1% ($p < 0,01$), soulignant l'impact positif de l'utilisation d'engrais (NPK) et de la main-d'œuvre sur la production de maïs. Plus précisément, une augmentation de 1% dans les quantités d'engrais et dans la main d'œuvre utilisée est associée à une augmentation respective de 0,05% et de 0,20% de la quantité totale de maïs récoltée.

Aussi, la variable superficie présente un coefficient positif significatif de 1,95; suggérant que l'augmentation de 1% de la superficie totale consacrée à la culture de maïs est associée à une augmentation de 1,95% de la production totale de maïs. En d'autres termes, une expansion de la superficie dédiée à la culture de maïs est favorable à une augmentation de la production, toutes choses égales par ailleurs.

En revanche, en ce qui concerne les autres variables (quantité de semences, quantité d'herbicide et quantité de fertilisant), elles présentent des coefficients positifs mais non significatif, suggérant qu'aucun de ces facteurs ne

Tableau 1: Variables supposées affectées les efficacités

Variabes	Description	Type	Modalité
Age	L'âge du producteur	Continue	-
Sexe	Sexe du producteur	Dichotomique	1=masculin ; 2=féminin
Instruction	Niveau d'instruction du producteur	Dichotomique	1=instruit ; 2= non instruit
Alphabétisation	Niveau d'alphabétisation du producteur	Dichotomique	1=alphabétisé ; 2=non alphabétisé
Vulgarisation	Contact avec les structures de vulgarisation	Dichotomique	1=Oui ; 2= non
Expérience	Nombre d'années d'expérience du producteur	Continue	-
Actifs agricoles	Nombre d'actif agricoles du producteur	Continue	-
Taille ménage	Taille du ménage producteur	Continue	-
Formation	Formation du producteur	Dichotomique	1=Oui ; 2= non
Superficie	Superficie emblavée par le producteur	Continue	-
GIFS	Stratégies des GIFS adoptées	Dichotomique	1=Oui ; 2= non
Accès crédit	Accès au crédit par le producteur	Dichotomique	1=Oui ; 2= non
Appartenance association	Appartenance du producteur à une association	Dichotomique	1=Oui ; 2= non
Quantité totale d'engrais	Quantité totale d'engrais chimique utilisée	Continue	-
Quantité de fertilisant	Quantité totale de fertilisants organiques	Continue	-
Quantité totale herbicide	Quantité totale d'herbicide utilisée	Continue	-

Source: conçu à partir de la littérature

Tableau 2: Estimation de la fonction de production Cobb-Douglas du maïs

Variabes explicatives	Coefficients	Erreur type	T Student	Probabilité	[95% conf. Intervalle]
Constant	7,12***	0,110	65,8	0,000	[6,91 ; 7,34]
lnQSem	0,015	0,025	0,63	0,530	[-0,03 ; 0,06]
lnQHerbi	0,019	0,023	0,83	0,400	[-0,026 ; 0,065]
lnQferti	0,010	0,041	0,24	0,814	[-0,071 ; 0,09]
lnQengrais	0,046***	0,020	2,40	0,000	[0,01 ; 0,1]
lnQMod	0,20***	0,043	4,61	0,000	[0,11 ; 0,28]
lnSup	1,94***	0,056	34,3	0,000	[1,83 ; 2,06]
Paramètres de significativité du modèle					
Nombre d'observation	697				
Statistique F de Fisher	115,6*** (ddl1 = 6; ddl2 = 690; P = 0,000)				
	50,1%				

Les variables marquées * sont significatives à 10% ; *** significatives à 1%.

semble avoir une influence statistiquement significative sur la production de maïs dans ce modèle. Ces résultats fournissent des indications précieuses pour les agriculteurs et les décideurs, soulignant l'importance de la quantité de d'engrais (NPK), de la main-d'œuvre et de la superficie dans l'optimisation de la production de maïs.

Analyse de la fonction production Cobb-Douglas de soja

Les résultats de la fonction frontière stochastique pour la culture du soja fournissent également des insights significatifs sur les facteurs qui influent sur la production (quantité totale) de soja. L'ensemble du modèle est globalement significatif ($p = 0,000$), avec un R^2 de 46,8%, indiquant que l'ensemble des variables indépendantes contribuent de manière significative à expliquer la variation de la production de soja (Tableau 3).

Par ailleurs, parmi les variables explicatives, la quantité de semences utilisée ($\ln Q_{Sem}$) a un impact négatif significatif sur la production de soja, avec un coefficient de -0,048. Cela suggère qu'une augmentation de 1% dans les quantités de semences est associée à une diminution d'environ 0,04 % de la production de soja, toutes choses égales par ailleurs. Cette diminution observée de la production de soja associée à une augmentation de la quantité de semences indique qu'un sur-semis au-delà d'un seuil optimal peut intensifier la compétition entre les plantes pour les ressources vitales, telles que la lumière, les nutriments et l'eau, entraînant ainsi une diminution de la production individuelle des plantes.

En revanche, la quantité d'herbicide utilisée ($\ln Q_{Herbi}$) a un impact positif significatif sur la production, avec un coefficient de 0,59. Ceci indique donc qu'une augmentation de 1% dans les quantités d'herbicides utilisées est associée à une augmentation d'environ 0,59% de la production de soja. De même, comme pour le maïs, la superficie totale consacrée à la culture de soja ($\ln SUP$) a également

un impact significatif et positif sur la production, avec un coefficient de 0,76. Cela suggère qu'une expansion de la superficie dédiée au soja est également associée à une augmentation significative de la production de soja. En revanche, la main-d'œuvre ($\ln Q_{MOD}$) présente un coefficient négatif et significatif, suggérant que ce facteur en termes d'hommes-jours semble provoquer une diminution de la quantité totale de soja à mesure qu'elle augmente. Quant à la quantité de fertilisant ($\ln Q_{ferti}$), la fonction indique que, toutes choses égales par ailleurs, ce facteur n'est pas significativement associé à un changement dans la production de soja dans ce modèle. Cette non-significativité pourrait indiquer que, dans le contexte spécifique de la culture du soja étudiée, les fertilisants ne jouent pas un rôle déterminant dans la variation de la production.

Ces résultats mettent en évidence l'importance de la gestion des intrants, tels que les semences et les herbicides, la main d'œuvre ainsi que l'expansion de la superficie cultivée, pour optimiser la production de soja. Les agriculteurs peuvent ajuster leurs pratiques culturales en tenant compte de ces résultats pour améliorer leur rendement en soja.

Analyse de la fonction Cobb-Douglas de coût de production du maïs

Le tableau 4 montre les variables qui influencent significativement le coût de production total du maïs. L'analyse des résultats de ce tableau fournit des indications essentielles sur les relations entre les différentes variables explicatives et les coûts totaux de production. L'ensemble du modèle est statistiquement significatif ($p = 0,000$) et montre que 65,4% de la variation indiquant que l'ensemble des variables explicatives contribuent significativement à expliquer la variation des coûts totaux de production.

Par ailleurs, sur l'ensemble des coûts introduits, seulement les dépenses liées à l'achat des fertilisant (matière organique) n'influencent pas significativement les coûts totaux

Tableau 3: Estimation de la fonction de production Cobb-Douglas du soja

Variables explicatives	Coefficients	Erreur type	T Student	Probabilité	[95% conf. intervalle]
Constant	6,76***	0,09	74,3	0,000	[5,75 ; 6,19]
$\ln Q_{Sem}$	-0,04***	0,01	-4,29	0,000	[-0,08 ; -0,01]
$\ln Q_{Herbi}$	0,75***	0,05	14,2	0,000	[0,51 ; 0,67]
$\ln Q_{ferti}$	-0,04	0,07	-0,58	0,56	[-0,18 ; 0,28]
$\ln Q_{Mod}$	-0,149***	0,05	-13,2	0,001	[-0,24 ; 0,05]
$\ln Sup$	0,50***	0,12	4,03	0,000	[0,48 ; 1,05]
Paramètres de significativité du modèle					
Nombre d'observation	493				
Statistique F de Fisher	85,8*** (ddl1 = 5; ddl2 = 487; P = 0,000)				
	46,8%				

Tableau 4: Estimation de la fonction Cobb-Douglas de coût du maïs

Variables explicatives	Coefficients	Erreur type	T Student	Probabilité	[95% conf. intervalle]
Constant	8,36***	0,157	54,1	0,000	[7,97 ; 8,58]
$\ln C_{engri}$	0,20***	0,013	15,7	0,000	[0,18 ; 0,23]
$\ln C_{ferti}$	-0,006	0,070	-0,10	0,922	[-0,14 ; 0,13]
$\ln C_{herbi}$	0,09***	0,010	9,87	0,000	[0,07 ; 0,11]
$\ln C_{modi}$	0,02***	0,010	3,87	0,000	[0,011 ; 0,04]
$\ln C_{sup}$	0,04**	0,020	2,23	0,025	[0,004 ; 0,08]
$\ln C_{machines}$	0,07***	0,005	13,6	0,000	[0,06 ; 0,08]
$\ln C_{equipements}$	0,22***	0,005	4,20	0,000	[0,011 ; 0,03]
Paramètres de significativité du modèle					
Nombre d'observation	698				
Statistique F de Fisher	186,1*** (ddl1 = 7 ; ddl2 = 690; P = 0,000)				
	65,4%				

de production de maïs. En effet, les variables telles que les coûts d'achat de l'engrais (NPK et urée), des herbicides, de la main-d'œuvre, de la location de la surface emblavée, de la location des machines agricoles (tracteurs et charrue) ainsi que les coûts d'achat ou de location des autres équipements (pulvérisateur et autres matériels) présentent des coefficients positifs significatifs au seuil de 1% ou de 5%. Cela suggère que l'augmentation de la quantité d'engrais, d'herbicides, de main-d'œuvre, de location de terre, de machines et d'équipements est associée à une augmentation significative des coûts totaux de production. Ces résultats soulignent l'importance de ces intrants dans le processus de production du maïs, avec une gestion efficace étant cruciale pour maîtriser les coûts. En revanche, les coûts liés à l'achat des fertilisants (LnCferti) présente un coefficient négatif non significatif de -0.0048, indiquant que l'impact des dépenses effectuées pour l'achat de ces matières organiques sur les coûts totaux n'est pas statistiquement significatif. En résumé, ces résultats mettent en lumière les principaux déterminants des coûts totaux de production de maïs, soulignant l'importance de la gestion efficace des intrants tels que les engrais, les herbicides, la main-d'œuvre, la location de terre, les machines et les équipements pour maîtriser les coûts dans le processus de production agricole.

Analyse de la fonction Cobb-Douglas de coût de production de soja

Les facteurs influençant significativement le coût de production de la seconde culture (soja) se résument dans le tableau 5. A ce niveau aussi, le modèle montre une bonne performance avec une contribution de 52,8% des facteurs introduits à la variation du coût de production de cette culture. En effet, les résultats de la fonction de coût de production de Cobb-Douglas indiquent aussi que l'ensemble des variables explicatives à l'exception des dépenses liées à la fertilisation, contribuent significativement à expliquer la variation des coûts totaux de production du soja.

Les coefficients de ces variables spécifiques révèlent des relations intéressantes. Ainsi, les dépenses relatives à l'achat des herbicides présentent un coefficient positif significatif de 0,127, indiquant qu'une augmentation de 1% des dépenses liées à l'achat d'herbicide est associée à une augmentation d'environ 0,127 % des coûts totaux de production de soja. De manière similaire, les dépenses liées à la main-d'œuvre (0,03), à la location des surfaces emblavées (0,075), à la location des machines agricoles (tracteur et ou charrue) (0,13) et à la location ou l'achat des équipements de traitement (pulvérisateur), présentent tous des coefficients positifs significatifs, soulignant l'impact positif de ces dépenses sur les coûts de production. Autrement dit, plus ces

dépenses sont importantes plus le coût de production de soja est aussi considérable. Ces résultats mettent en évidence l'importance de la gestion efficace des intrants spécifiques à la culture du soja pour maîtriser les coûts de production et optimiser la rentabilité de cette culture.

Analyse comparative des niveaux d'efficacité des producteurs du maïs selon leur groupe

La figure 2 montre une comparaison approfondie de l'efficacité technique, allocative et économique des producteurs de maïs suivant les deux groupes caractérisés par les stratégies d'adaptation variées. Les tests de comparaison de deux moyennes ont montré de différence statistiquement significative entre ces deux groupes, en ce qui concerne l'efficacité technique et économique. Le Groupe 2 affiche systématiquement des indices d'efficacité supérieurs à ceux du Groupe 1. En effet, la moyenne de l'efficacité technique (ET) est de 0,627 pour le Groupe 2, comparée à 0,49 pour le Groupe 1 (Tableau 6). De même, l'efficacité allocative (EA) est également plus élevée pour le Groupe 2 (0,735) par rapport au Groupe 1 (0,708). Enfin, en ce qui concerne l'efficacité économique (EE), le Groupe 2 présente une moyenne de 0,459, contre 0,354 pour les producteurs du Groupe 1. Pour ce faire, ces résultats laissent entrevoir que les producteurs du Groupe 2 parviennent à atteindre des niveaux d'efficacité plus ou moins supérieurs non seulement du point de vue technique et dans l'utilisation des ressources mais aussi sur le plan économique. Ces observations peuvent être interprétées à la lumière des pratiques distinctes adoptées par chaque groupe. Le Groupe 1, caractérisé par des stratégies diversifiées, pourrait bénéficier d'une meilleure efficacité en adoptant des pratiques plus axées sur la durabilité, comme celles du Groupe 2 qui privilégie des techniques plus simples et moins coûteuses, telles que l'utilisation de légumineuses et de matières organiques. Ainsi, ces résultats suggèrent des pistes intéressantes pour l'optimisation des pratiques agricoles en faveur de l'efficacité et de la durabilité.

Tableau 6: Efficacités des producteurs de maïs

Groupes	Minimum	Moyenne (Écart-type)	Maximum
Efficacité technique			
1	0,3%	49% (0,27)	95,7%
2	4,7%	62,7 % (0,187)	0,836
Efficacité allocative			
1	0,0	70,8% (0,11)	94,4%
2	62,5%	73,5% (0,06)	0,908
Efficacité Économique			
1	1,3 e-6	35,4% (0,21)	76,1%
2	3%	45,9% (0,14)	75,7%

Tableau 5: Estimation de la fonction Cobb-Douglas de coût du soja

Variables explicatives	Coefficients	Erreur type	T Student	Probabilité	[95% conf. intervalle]
Constant	8,47***	15,90	53,3	0,000	[8,16 ; 8,78]
LnCferti	0,015	0,051	0,31	0,757	[-0,084 ; 0,115]
LnCherbi	0,127***	0,014	9,30	0,000	[0,1 ; 0,15]
LnCmodi	0,031***	0,010	3,64	0,000	[0,01 ; 0,05]
LnCSup	0,075***	0,021	3,49	0,000	[0,03 ; 0,12]
LnCMachines	0,135***	0,010	20,8	0,000	[0,12 ; 0,15]
LnCEquipements	0,047***	0,010	6,51	0,000	[0,03 ; 0,06]
Paramètres de significativité du modèle					
Nombre d'observation	491				
Statistique F de Fisher	90,1*** (ddl1 = 6; ddl2 = 484; P = 0,000)				
	52,8%				

Les variables marquées *** sont significatives à 1%.

Analyse comparative des niveaux d'efficacité des producteurs du soja selon les groupes

La figure 3 montre les indices d'efficacité (technique, allocative et économique) des deux groupes de producteurs pour la culture de soja. L'analyse comparative indique que le Groupe 1, caractérisé par l'adoption de stratégies diversifiées, telles que la production de cultures tolérantes à la sécheresse (PCTS), la diversification de cultures par la production de plus de deux cultures (DCPP2C), et la gestion des résidus de récolte (GRR), affiche des niveaux d'efficacité technique et économique relativement inférieurs à ceux du groupe 2.

En effet, pour l'efficacité technique, la moyenne du Groupe 2 (0,726) est significativement supérieure à celle du Groupe 1 (0,543). Cette différence suggère que le Groupe 2 parvient à atteindre des niveaux plus élevés d'efficacité dans l'utilisation des ressources par rapport au Groupe 1. Le test de comparaison pour l'efficacité technique confirme cette observation, montrant une différence significative entre les deux groupes.

En ce qui concerne l'efficacité économique, le test de comparaison des moyennes indique également une différence significative entre les deux groupes. Le Groupe 2 affiche

une moyenne plus élevée (0,711) par rapport au Groupe 1 (0,528), suggérant une meilleure rentabilité économique de leurs pratiques agricoles. Ces résultats suggèrent que les pratiques agricoles diversifiées adoptées par les producteurs du groupe 1 relèvent d'une grande complexité, nécessitant une plus grande expertise et des investissements plus importants. En revanche, la focalisation des producteurs du Groupe 2 sur des pratiques de régénération du sol et l'utilisation de matières organiques semble être une approche plus efficace

Tableau 7: Efficacités des producteurs de soja

Groupes	Minimum	Moyenne (Écart-type)	Maximum
Efficacité technique			
1	0,000	54,3% (0,22)	91,7%
2	0,438	72,6% (0,12)	86,2%
Efficacité allocative			
1	0,000	97,4% (0,08)	98,2%
2	97,9%	98% (0,0003)	98%
Efficacité Économique			
1	0,000	52,8% (0,23)	89,9%
2	43%	71,1% (0,12)	84,5%

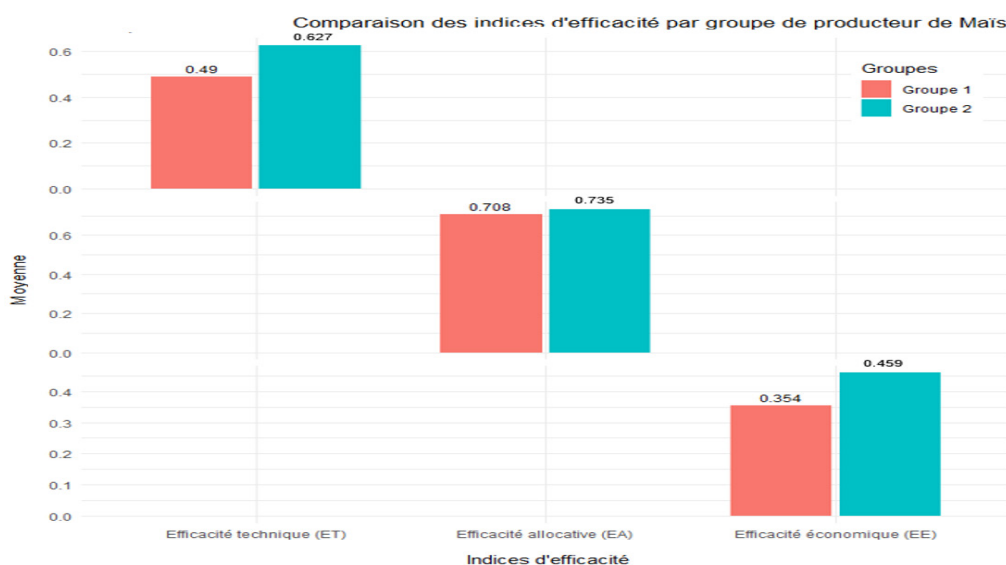


Figure 2: Indice d'efficacité technique, allocative et économique des producteurs de maïs selon les deux groupes de stratégies d'adaptation

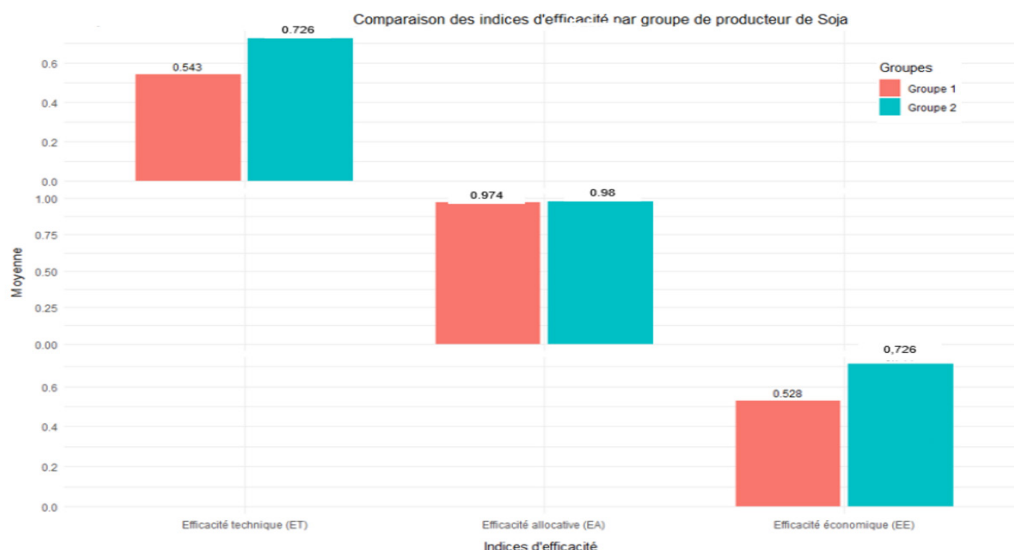


Figure 3: Indice d'efficacité technique, allocative et économique des producteurs de soja selon les deux groupes de stratégies d'adaptation

et durable, conduisant à des rendements supérieurs et à une rentabilité économique accrue. Les légumineuses, connues pour leur capacité à fixer l'azote dans le sol, contribuent ainsi à une meilleure fertilité du sol, tandis que l'utilisation de matières organiques permet d'améliorer la structure du sol et favoriser une meilleure rétention d'eau.

Par contre, l'analyse de la figure 3 indique du point de vue efficacité allocative, la différence n'est pas significative, soit approximativement 0,98 pour les deux groupes. En conclusion, ces résultats soulignent l'impact significatif des choix stratégiques sur les performances techniques et économiques dans la production de soja. Ils appellent à une réflexion approfondie sur la promotion de pratiques agricoles durables, telles que l'utilisation de légumineuses et de matières organiques, pour améliorer l'efficacité et la viabilité des exploitations agricoles.

Déterminants de l'efficacité économique des producteurs de maïs

Les résultats du modèle tobit fournissent des éclairages significatifs sur les déterminants de l'efficacité économique (EE) des producteurs de maïs (Tableau 8). Parmi les variables explicatives, le genre des producteurs (Sexe) apparaît comme un facteur important. Un coefficient positif de 0,06 avec une p-value de 0,006 indique que les producteurs de maïs de sexe masculin tendent à avoir une meilleure efficacité économique que leurs homologues féminins. Cette disparité pourrait être liée à des différences d'accès aux ressources, de participation aux décisions agricoles ou d'autres dynamiques de genre.

Ensuite, la vulgarisation agricole émerge comme un déterminant majeur de l'EE. Avec un coefficient positif significatif de 0,12 (p-value = 0,000). Cette relation souligne l'impact positif des programmes de vulgarisation sur la performance économique des agriculteurs de maïs. Ces programmes fournissent probablement des informations, des techniques

et des pratiques agricoles avancées, permettant aux producteurs de prendre des décisions plus éclairées, contribuant ainsi à une meilleure efficacité. Aussi, la variable «Expérience» présentant une relation positive et significative avec l'efficacité économique suggère que l'expérience accumulée par les producteurs de maïs au fil des années a un impact positif sur leur performance économique. Cela pourrait refléter une meilleure maîtrise des pratiques agricoles, une prise de décision plus informée ou une capacité accrue à faire face aux défis spécifiques à la production de maïs, contribuant ainsi à une efficacité économique supérieure. De même, les variables telles que «actifs agricoles» et «taille de ménage» présentent également des relations significatives chacune avec l'EE. Avec des coefficients positifs de 0,01, ces résultats suggèrent que les producteurs avec un nombre plus élevé d'actifs agricoles et appartenant à des ménages plus grands ont tendance à afficher une meilleure performance économique. Cela indique que ces producteurs avec cette disponibilité de la main-d'œuvre, ils parviennent à effectuer une répartition plus efficace des tâches agricoles au sein de leurs ménages plus étendus.

De plus, la participation à des formations (Formation) montre également une influence significative avec un coefficient négatif de -0,129 (p-value = 0,020). Bien que contre-intuitif à première vue, ce résultat se comprend dans la mesure où la plupart des formations suivies par les producteurs ne concordent pas avec les stratégies de production de maïs mais plutôt des formations majoritairement orientées vers les techniques d'élevage et les mécanismes de gestion des crédits agricoles. Cela indique de ce fait que des formations plus spécifiques et ciblées peuvent être nécessaires pour optimiser l'efficacité économique.

Outre ces différentes relations, le modèle montre également que la superficie emblavée (Superficie de maïs) joue un rôle crucial avec un coefficient positif significatif de 0,017 (p-value = 0,001). Cette relation souligne l'importance de

Tableau 8: Déterminants l'efficacité économique des producteurs du maïs

	Coefficients	Std error	T	P value
Age	-0,017	0,014	-1,33	0,185
Sexe	0,06**	0,023	2,78	0,006
Niveau d'instruction	0,017	0,011	1,49	0,136
Alphabétisation	0,026	0,023	1,17	0,242
Vulgarisation	0,12***	0,031	4,12	0,000
Expérience	0,01	0,009	1,01	0,313
Actifs agricoles	0,01**	0,004	-2,47	0,014
Taille ménage	0,01***	0,003	3,75	0,000
Formation	-0,129**	0,041	-3,12	0,020
Superficie de maïs	0,017***	0,007	2,34	0,001
GIFS	0,114***	0,030	3,25	0,001
Accès crédit	0,0005	0,023	0,02	0,981
Appartenance association	-0,005	0,025	-0,22	0,825
Quantité totale d'engrais	-1,33e-06	2,89e-06	-0,46	0,646
Quantité de fertilisant	-0,0001	0,0001	-1,13	0,257
Quantité totale herbicide	-1,02e-06	1,34e-06	-0,76	0,446
const	0,037*	0,054	2,08	0,038
Variable dépendante	Efficacité Économique			
Nombre d'observation	697			
Log likelihood	153,77			
LR chi 2 (16)	84,5*** (P = 0,000)			
Pseudo	-0,378			

Les variables marquées ** sont significatives 5%. et *** significatives à 1%.

l'échelle de production, indiquant qu'une augmentation de la superficie dédiée au maïs est associée à une amélioration de l'efficacité économique. Enfin, l'appartenance à un groupe de stratégie (GIFS) est un déterminant majeur avec un coefficient de 0,114 (p-value = 0,001). Cela suggère que l'efficacité économique est significativement plus élevée pour les producteurs affiliés aux groupes 2. Autrement dit, cela confirme les précédentes analyses qui ont attesté une différence significative entre les producteurs du groupe 1 et ceux du groupe 2 du point de vue économique. Ces groupes peuvent offrir un soutien, des informations et des opportunités qui contribuent positivement à l'efficacité économique des membres.

En résumé, ces résultats soulignent l'importance de considérer plusieurs dimensions, notamment le genre, la vulgarisation, l'expérience, les ressources disponibles (main-d'œuvre), la taille du ménage, la formation, la superficie emblavée et l'adoption des stratégies (GIFS), dans la compréhension des variations de l'efficacité économique des producteurs de maïs. Ces insights peuvent guider les politiques agricoles et les interventions visant à améliorer durablement la performance économique dans le secteur agricole.

Déterminants de l'efficacité économique des producteurs de soja

Les résultats du modèle de tobit pour la culture du soja mettent en lumière plusieurs déterminants significatifs de l'efficacité économique des producteurs (Tableau 9). Tout d'abord, la variable «Sexe» présente une relation positive et significative avec l'efficacité économique, avec un coefficient de 0,097. Cela indique qu'à l'image du précédent constat pour le maïs, les producteurs de soja de sexe masculin tendent à avoir une meilleure efficacité économique par rapport à leurs homologues féminins. Cette relation peut être liée à divers facteurs, tels que l'accès différent aux ressources, la participation à des activités agricoles spécifiques ou d'autres dynamiques de genre présentes dans la

production de soja. En revanche, contrairement à la culture de maïs, la variable «Expérience» montre une relation négative significative, avec un coefficient de -0,052. Cela suggère que les producteurs de soja novices ou ayant moins d'expérience ont tendance à afficher une meilleure efficacité économique. Cette relation pourrait découler de pratiques plus innovantes adoptées par les nouveaux acteurs ou de leur flexibilité pour s'adapter aux changements du marché. De plus, la superficie emblavée présente une influence positive significative sur l'efficacité économique, avec un coefficient de 0,072. Cette relation souligne l'importance de l'échelle de production dans la maximisation de l'efficacité économique des producteurs de soja, indiquant que ceux qui allouent une plus grande superficie à cette culture ont tendance à réaliser des performances économiques supérieures.

Aussi, l'adoption des stratégies d'adaptation «GIFS», présente également une relation positive et significative, avec un coefficient de 0,167. Cela indique que les producteurs affiliés au Groupe 2 semblent bénéficier d'une efficacité économique accrue. Cela a été confirmé dans l'analyse comparative des deux groupes à travers l'indice d'efficacité économique qui a révélé une supériorité des producteurs adoptant les stratégies de régénération et d'utilisation de matière organique. Par ailleurs, contrairement à la production de maïs, l'Accès au crédit montre une relation positive significative, avec un coefficient de 0,071. Cela suggère que les producteurs de soja ayant un accès au crédit financier tendent à afficher une meilleure efficacité économique. Selon ces derniers, avec ces crédits, ils disposent de la possibilité d'investir davantage dans la production, d'acquérir des intrants de qualité supérieure ou de mettre en œuvre des pratiques agricoles plus avancées. Outre ces précédentes relations, l'appartenance à une association présente une relation positive significative, avec un coefficient de 0,083. Cela souligne l'impact positif de la participation à des associations sur l'efficacité économique des producteurs de soja. Cette relation pourrait découler

Tableau 9: Déterminants de l'efficacité économique des producteurs du soja

	Coefficients	Std error	T	P value
Age	0,002	0,016	0,10	0,923
Sexe	0,097***	0,022	4,34	0,000
Niveau d'instruction	-0,013	0,013	-1,0	0,318
Alphabétisation	-0,019	0,026	-0,73	0,463
Vulgarisation	0,009	0,052	0,17	0,862
Expérience	-0,052***	0,012	-4,47	0,000
Actifs agricoles	0,005	0,005	0,94	0,349
Taille ménage	0,004	0,003	1,31	0,189
Formation	-0,029	0,062	-0,48	0,634
Superficie de soja	0,072***	0,01	6,95	0,000
GIFS	0,167***	0,051	3,29	0,001
Accès crédit	0,071***	0,024	2,9	0,004
Appartenance association	0,083***	0,031	2,7	0,007
Quantité de fertilisant	-2,63e-05	3,76e-04	-0,07	0,944
Quantité totale herbicide	-6,90e-06***	1,77e-06	-3,9	0,000
const	0,237***	0,064	3,67	0,000
Variable dépendante	Efficacité Économique			
Nombre d'observation	493			
Log likelihood	102,75			
LR chi 2 (15)	156,61*** (P = 0,000)			
Pseudo	-3,20			

Les variables marquées ** sont significatives 5%. et *** significatives à 1%.

de l'échange de connaissances, de la mutualisation des ressources ou d'autres avantages liés à la collaboration au sein de ces groupes.

Cependant, il est également important de noter que la «Quantité totale d'herbicide utilisé» montre une relation négative significative, avec un coefficient de $-6,90e-06$. Cela indique que l'utilisation excessive d'herbicides peut avoir un impact négatif sur l'efficacité économique des producteurs de soja. Cette relation souligne l'importance d'une gestion équilibrée des intrants agricoles pour maximiser la rentabilité tout en minimisant les coûts. En résumé, les résultats du modèle de Tobit mettent en évidence plusieurs facteurs significatifs qui influent sur l'efficacité économique des producteurs de soja. Les déterminants tels que le genre, l'expérience, la superficie allouée, l'adoption des stratégies du groupe 2, l'accès au crédit et la participation à des associations jouent un rôle crucial dans la performance économique de ces producteurs. Ces constatations offrent des insights précieux pour orienter les politiques agricoles et les initiatives de développement visant à améliorer l'efficacité économique dans la culture du soja.

DISCUSSION

Les résultats de l'estimation des deux fonctions de coûts de productions de maïs et de soja révèlent que le coût total de production aussi bien du maïs que du soja augmente avec l'accroissement de la production de chaque spéculation. Ceci corrobore avec les résultats obtenus par Maniriho *et al.* (2020), dans une étude sur l'analyse de l'efficacité économique de la production d'oignons à petite échelle sur les hauts plateaux volcaniques du Rwanda. Ces résultats confirment alors la théorie de la production qui montre la relation positive entre le coût et la production lorsque la production est optimale (Debertin, 2012).

Dans la zone d'étude, les résultats de la préférence culturelle montrent que le maïs occupe une place centrale dans les préférences culturelles des deux groupes, mais le niveau de diversification, caractérisé par la culture simultanée de maïs et de soja, varie entre les groupes. Ainsi, 50,1% et 52,6% des producteurs de chaque groupe se concentrent sur la production de maïs avec un rendement moyen compris entre 4271 Kg/ha et 5167 Kg/ha. Soit un rendement moyen avoisinant le rendement moyen obtenu au cours de la période 2021-2022 dans l'Atacora et qui est de 4350 Kg/ha (DSA-BENIN, 2022). Ces résultats sont meilleurs que ceux obtenus par Moustafa *et al.* (2022) dans une étude sur l'efficacité des producteurs de maïs pratiquant le Warrantage dans le Nord-est du Bénin, où les producteurs les plus performants ont obtenu des rendements moyens à l'hectare de 3343 Kg. Aussi, les rendements moyens de soja sont respectivement de 2225 Kg et 1768 Kg par hectare au niveau du groupe 1 et 2, et sont nettement supérieurs au rendement moyen obtenu au plan national au cours de la campagne agricole 2021-2022 qui est de 1250 Kg au plan national (DSA-BENIN, 2022). De même, ces rendements moyens sont meilleurs que ceux obtenus par Labiyi *et al.*, (2012) et Dossou *et al.*, (2019) au centre du Bénin. De l'estimation des efficacités par la fonction frontière de production et de coût de maïs de type Cobb-Douglass, les résultats révèlent que les scores moyens d'efficacité techniques sont respectivement de 49,0% et 62,7% au niveau des producteurs de maïs des groupes 1 et 2 avec des scores

d'efficacité technique minima de 0% et 43,8% et maxima de 98,2% et 98,0% pour chacun des groupes de producteurs. Les résultats du groupe 2 corroborent avec ceux obtenus par Awo *et al.* (2022), dans une étude sur l'évaluation du crédit de SIAN'SON microfinance sur l'efficacité économique de maïs au Nord du Bénin, qui affiche une efficacité technique moyenne de 65,2%. Du point de vue typologique, le niveau d'efficacité atteint par les producteurs du groupe 2 qui adoptent les stratégies plus simples et moins coûteuses telles que l'utilisation de légumineuses et de matières organiques ont une maîtrise de la production du maïs avec des indices d'efficacité technique nettement supérieurs. De même, on constate que les producteurs du groupe 2 affichent des indices d'efficacité allocative et économique supérieurs à ceux obtenus par les producteurs du groupe 1 (73,5% et 45,9%) > (70,8% et 35,4%). Ces résultats laissent entrevoir que les producteurs du Groupe 2 parviennent à atteindre des niveaux d'efficacité plus ou moins supérieurs non seulement du point de vue technique et dans l'utilisation des ressources mais aussi sur le plan économique. Ces résultats ne concordent pas avec ceux obtenus par Ayedegue *et al.* (2023), et qui orientent sur la combinaison des variables d'adaptation pour concilier la performance et la conservation de la biodiversité en faveur de l'agriculture durable.

Par ailleurs, si les producteurs moyens du maïs du groupe 1 veulent atteindre la performance des producteurs les plus performants, ils pourraient réaliser une économie de ressources de 25% [$1-(70,8/94,4)$] sur leurs coûts de production comparativement au groupe 2 qui devrait économiser 19% [$1-(73,5/90,8)$]. Ainsi, les différentes stratégies adoptées par chacun des groupes ont des effets positifs sur la production du maïs dans l'ouest de l'Atacora.

Quant à l'efficacité technique moyenne des producteurs de soja elle s'établit à 54,3% et 72,6% pour les groupes 1 et 2 respectivement. Ces résultats sont conformes à ceux obtenus par Labiyi *et al.* (2012), Chogou *et al.* (2018) et Tidjani *et al.* (2022), qui ont obtenu des efficacités moyennes de 64%; 61% et 71% des producteurs de soja au Bénin. Cependant, ces niveaux d'efficacité moyens sont inférieurs à ceux obtenus par Amaza *et al.*, (2008) et Otitoju *et al.* (2010) au Nigéria et qui laissent penser que les producteurs de soja au Bénin sont techniquement inefficaces. Cependant, l'analyse des niveaux d'efficacité économique et allocative des producteurs de soja du groupe 2 révèlent que les adoptants des stratégies de régénération des sols à base des légumineuses et l'utilisation de matières organiques sont relativement plus efficaces que les producteurs du groupe 1. Ces résultats sont semblables à ceux obtenus par Babah-Daouda *et al.* (2021) qui ont montré que les producteurs adoptants la fumure organique face aux variabilités climatiques sont relativement plus efficaces que les producteurs adoptants les autres stratégies. Ceci confirme, les résultats obtenus par Hountondji *et al.* (2018) et ont prouvé que l'apport en engrais minéraux au niveau des sols favorise la dégradation de ces derniers comparativement aux engrais organiques. Contrairement à Labiyi *et al.* (2012) qui ont trouvé un niveau d'efficacité allocative et économique de 74,7% et 47,6% des producteurs de soja dans la commune de Ouèssè et de Savè, les résultats de la présente recherche montrent un niveau d'efficacité allocative et économique moyen de 97,4% et 52,8% pour

les producteurs du groupe 1 d'une part et de 98,0% et 71,1% pour les producteurs du groupe 2 d'autre part. Ce qui témoigne d'une bonne allocation des ressources et d'une efficacité des producteurs de soja dans l'ouest de l'Atacora. Par ailleurs, ces résultats sont semblables à ceux obtenus par Saliu *et al.* (2019) au nord ouest du Nigéria, où les producteurs de soja ont affiché des indices moyens d'efficacité 82%, 108% et 89% respectivement.

En ce qui concerne les déterminants du niveau d'efficacité économique, les résultats ont montré que le genre, la vulgarisation, l'expérience, les ressources disponibles (main-d'œuvre), la taille du ménage, la formation, la superficie emblavée, l'accès au crédit et l'adoption des stratégies (GIFS) ont influencé positivement le niveau d'efficacité économique des producteurs de maïs et de soja dans l'ouest de l'Atacora. Ces résultats sont en phase avec ceux obtenus par Hountondji *et al.* (2018), Babah-Daouda *et al.* (2021), et Biaoou *et al.* (2021) qui ont montré que plusieurs facteurs sont à la base du niveau d'efficacité économique obtenu dans chacune de leurs études.

CONCLUSION

L'analyse du niveau d'efficacité économique a permis de comprendre que l'adoption des stratégies de gestion intégrée de fertilité des sols a un effet positif sur le rendement et l'efficacité économique des producteurs de maïs et de soja. Par ailleurs, les adoptants des stratégies liées à l'utilisation des matières organiques et la régénération des sols à base des légumineuses sont relativement plus efficaces que ceux qui ont adopté les stratégies. En effet, les indices d'efficacité économique moyens des producteurs de maïs 35,4% et 43,9% pour les groupes 1 et 2 respectivement d'une part et de 52,8% et 72,6% pour les producteurs de soja des groupes 1 et 2 d'autre part. En conséquence, il existe encore des potentiels exploitables surtout au niveau des producteurs de maïs en termes de minimisation de coûts de production et d'amélioration de la productivité. Plusieurs facteurs tels que le genre, la vulgarisation, l'expérience, les ressources disponibles (main-d'œuvre), la taille du ménage, la formation, la superficie emblavée, l'accès au crédit et l'adoption des stratégies GIFS ont influencé positivement le niveau d'efficacité économique. La prise en compte de ces effets et facteurs dans les politiques publiques et la vulgarisation de ces stratégies pourraient booster la diversification des cultures et par ricochet l'agriculture béninoise.

RÉFÉRENCES

- Abad A., Ravelojaona P. (2017). Exponential environmental productivity index and indicators. *Journal of Productivity Analysis*, 48: 147-166.
- Adegbidi A., Burger K., Gandonou E., Mulder I. (1999). Farmers' perceptions and sustainable land use in the Atacora, Benin. IIED. <http://www.iied.org/creed>.
- Adekambi S.A., Codjovi J.E.A., Yabi J.A. (2021). Facteurs déterminants l'adoption des mesures de gestion intégrée de la fertilité des sols (GIFS) au nord du Bénin: une application du modèle probit multivarié au cas de producteurs de maïs. *International Journal of Biological and Chemical Sciences*, 15: 664-678.
- Ahouangninou C., Boko S.Y.W., Arouna A., Logbo J., Fayomi B., Martin T. (2020). Performance environnementale et économique dans la production de la grande morelle (*Solanum macrocarpon*) au Sud du Bénin: Une évaluation des efficacités technique, allocative et économique. *Agronomie Africaine*, 32: 135-149.
- Aigner D., Lovell C.K., Schmidt P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of econometrics*, 6: 21-37.
- Akoko G., Le T.H., Gomi T., Kato T. (2021). A review of SWAT model application in Africa. *Water*, 13: 1313.
- Albouchi L., Bachta M.S., Jacquet F. (2005). Estimation et décomposition de l'efficacité économique des zones irriguées pour mieux gérer les inefficacités existantes. In Les instruments économiques et la modernisation des périmètres irrigués (pp. 19-p). Cirad.
- Alemayehu A., Bewket W. (2017). Determinants of smallholder farmers' choice of coping and adaptation strategies to climate change and variability in the central highlands of Ethiopia. *Environmental Development*, 24: 77-85.
- Alinsato A., Gbinlo E., Bessan E., Tchohntcho F. (2018). Analyse de l'efficacité productive du riz à Glazoué: évidence empirique à partir du modèle DEA. <https://wtochairs.org/>, 14 p.
- Amaza P.S., Ogundari K. (2008). An investigation of factors that influence the technical efficiency of soybean production in the Guinea savannas of Nigeria. *Journal of Food Agriculture and Environment*, 6: 92.
- Awo S.J.M., Ollabode N. (2022). Évaluation du crédit de Sian' Son microfinance sur l'efficacité économique des producteurs de maïs au nord Bénin. *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics*, 3: 315-326.
- Ayedegue O.I., Adegbola P.Y., Yabi J.A. (2023). Paquets d'adaptation au changement climatique et efficacité-coût de culture du maïs au Nord-Est du Bénin. *Annales de l'Université de Parakou-Série Sciences Naturelles et Agronomie*, 13: 13-30.
- Babah-Daouda M., Yabi A.J. (2021). Efficacité économique des producteurs du piment et de la tomate adoptants les stratégies d'adaptation face aux variabilités climatiques dans les communes de Djougou et de Tanguiéta au nord-ouest du Bénin. *International Journal of Progressive Sciences and Technologies*, 28: 303-320.
- Baret C., de Bovis C.M. (2020). Améliorer l'efficacité du processus de procréation médicalement assistée: quels apports de la théorie des organisations à haute fiabilité?. *Journal de gestion et d'économie de la santé*, 5: 318-335.
- Ben-Farah S. (2018). Évaluation de l'efficacité technique des exploitations oléicoles en Tunisie (cas de Chbika). Mémoire de maîtrise, Quebec: Université Laval.
- Biaoou P.D., Degla P., Issiaka K. (2021). Efficacité économique des systèmes de culture de tomate de contre saison au Nord-Est du Bénin. *Annales de l'Université de Parakou-Série Sciences Naturelles et Agronomie*, 11: 27-38.
- Vieille Blanchard E. (2011). Les limites à la croissance dans un monde global: modélisations, prospectives, réfutations (Doctoral dissertation, Paris, EHESS).
- Burritt R., Schaltegger S. (2001). Eco-efficiency in corporate budgeting. *Environmental Management and Health*, 12: 158-174.
- Butault J.P. (2006). La formation des revenus agricoles dans les différentes orientations entre 1990 et 2004. Communication à la Commission des Comptes de l'Agriculture de la Nation, 26.
- Dhehibi B., Chemak F. (2010). Efficacité technique des exploitations en irrigué. Une approche paramétrique Versus non paramétrique. *New Medit*, 9: 32.
- Chemak F., Boussemart J.P., Jacquet F. (2010). Farming system performance and water use efficiency in the Tunisian semi-arid region: data envelopment analysis approach. *International Transactions in operational research*, 17: 381-396.
- Kpenavoun C.S., Okry F., Santos F., Hounhouigan D.J. (2018). Efficacité technique des producteurs de soja du Bénin. *Annales des sciences agronomiques*, 22: 93-110.
- Choukou M.M., Zannou A., Biaoou G., Ahojuendo 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*, 5:200-209.
- Chukwuone N.A., Amaechina E.C. (2021). Factors affecting climate change coping strategies used by smallholder farmers under root crop farming systems in derived savannah ecology zone of Nigeria. *Environmental Development*, 39: 100627.

- Coelli T.J., Rao D.S.P., O'Donnell C.J., Battese G.E. (2005). An introduction to efficiency and productivity analysis. Springer science & business media.
- Coelli T.J. (1996). A guide to Frontier version 4.1: a computer program for stochastic frontier production and cost function estimation (Vol. 7, pp. 1-33). CEPA Working papers.
- Coux Q. (2020). Ressources naturelles, thermodynamique et théorie économique de la production: une perspective historique et méthodologique (Doctoral dissertation, Paris 1).
- Coulibaly A., Savadogo K., Diakité L. (2017). Les déterminants de l'efficacité technique des riziculteurs de l'office du Niger au Mali. *Journal of Agriculture and Environmental Sciences*, 6: 88-97.
- Debertin D.L. (2012). Agricultural production economics (No. 1114-2016-91825).
- Degla P. (2015). Technical Efficiency in Producing Cashew Nuts in Benin's Savanna Zone, West Africa. *Quarterly Journal of International Agriculture*, 54: 117-132.
- DGEC/MCV (2022). PNACC 2022, p. 175.
- Dossou A.A.A., Vodouhe F.G., Yegbemey R.N. (2019). Accès au crédit et performance économique et financière des exploitations de l'Union Nationale des Producteurs de Soja au Centre du Bénin. *Annales de l'Université de Parakou-Série Sciences Naturelles et Agronomie*, 9: 79-94.
- DSA-Bénin (2022). Synthèse des principaux résultats issus du recensement national de l'agriculture.
- Ekué M.R.M., Assogbadjo A.E., Mensah G.A., Codjia J.T.C. (2004). Aperçu sur la distribution écologique et le système agroforestier traditionnel autour de l'ackée (*Blighia sapida*) en milieu soudanien au Nord Bénin. *Bulletin de la Recherche Agronomique du Bénin*, 44: 34-44.
- Ellis F. (1993). Peasant economics: Farm households in agrarian development. Cambridge University Press.
- Feleke F.B., Berhe M., Gebru G., Hoag D. (2016). Determinants of adaptation choices to climate change by sheep and goat farmers in Northern Ethiopia: the case of Southern and Central Tigray, Ethiopia. *SpringerPlus*, 5: 1-15.
- Fried H.O., Lovell C.K., Schmidt S.S. (Eds.). (2008). The measurement of productive efficiency and productivity growth. Oxford University Press.
- Ghali M., Daniel K., Colson F., Latruffe L. (2014). Diagnostic de l'efficacité technique des exploitations agricoles françaises: une analyse de l'efficacité d'utilisation des ressources énergétiques et exploration des déterminants relevant des pratiques agricoles. <https://www.sfer.asso.fr/>
- Gnanglé P.C., Yabi J.A., Yegbemey N.R., Kakai R.G., Sopkon N. (2012). Rentabilité économique des systèmes de production des parcs à Karité dans le contexte de l'adaptation au changement climatique du Nord-Bénin. *African Crop Science Journal*, 20: 589-602.
- Gouriéroux C., Monfort A. (1989). A general framework for testing a null hypothesis in a "mixed" form. *Econometric Theory*, 5: 63-82.
- Griffon M. (2007). Pour des agricultures écologiquement intensives, des territoires à haute valeur environnementale et de nouvelles politiques agricoles: leçon inaugurale 2007. Les leçons inaugurales du Groupe ESA.
- Harribey J.M. (1997). La prise en compte des ressources naturelles dans le modèle néoclassique d'équilibre général: éléments de critique. *Économies et sociétés Série Développement, croissance et progrès*, 35: 57-70.
- Honlonkou N.A. (1999). Impact économique des techniques de fertilisation des sols: cas de la jachère Mucuna au sud du Bénin. Thèse de doctorat de troisième cycle. Université de Côte d'Ivoire.
- Hountondji S.P., Tovignan S.D., Sodjinou E. (2018). Analyse de l'efficacité économique de la production du coton biologique équitable au Bénin. *Ann. UP, Série Sci. Nat. Agron.*, 8: 27-38.
- INStAD (2016). Effectifs de la population des villages et quartiers de ville du Bénin (RGPH-4, 2013). Institut national de la statistique et de l'analyse économique (INSAE).
- Kichamu E.A., Ziro J.S., Palaniappan G., Ross H. (2018). Climate change perceptions and adaptations of smallholder farmers in Eastern Kenya. *Environment, development and sustainability*, 20: 2663-2680.
- Kombienou P.D., Toko I.I., Dagbenonbakin G.D., Mensah G.A., Sinsin, B.A. (2020). Impacts socio-environnementaux des activités agricoles en zone de montagnes au Nord-Ouest de l'Atacora au Bénin. *Journal of Applied Biosciences*, 145: 14914-1929.
- Koopmans T.C. (1951). Activity analysis of production and allocation. jstor.org.
- Labiya I.A., Ayédèguè L., Yabi A.J. (2012). Analyse de l'efficacité économique d'allocation des ressources dans la production du soja au Bénin. Laboratoire d'Analyse et de Recherches sur les Dynamiques Économiques et Sociales, Université de Parakou. 19p.
- Latruffe L. (2005). Les exploitations agricoles polonaises à la veille de l'élargissement: efficacité des facteurs de production et structure financière. *Cahiers d'Économie et de Sociologie Rurales*, 74: 5-25.
- Maniriho A., Musabanganji E., Lebailly P. (2020). Analysis of economic efficiency of small-scale onion production in Volcanic Highlands in Rwanda. *Montenegrin Journal of Economics*, 16(3).
- McFadden D. (1978). Cost, revenue, and profit functions. *History of Economic Thought Chapters*, 1.
- Moustafa R., Chogou S.K., Agandan P.G.M., Aoudji A., Zannou A., Honfoga B. (2022). Efficacité technique des producteurs de maïs participant au warrantage dans le nord-est du Bénin. *Agro-nomie Africaine*, 34: 323-339.
- Nakana T.M., Hlongwane J.J., Belete A. (2021). Economic efficiency analysis of small-scale tomato farmers in Greater Letaba Municipality. *Journal of Agribusiness and Rural Development*, 62: 429-434.
- Nambima A., Houehanou T., Adjacou M., Yehouenou N., Gouwakinnou G., Biaou H. (2023). La variation spatiale des pratiques de gestion durable des terres dans les terres de culture de l'Atacora Ouest au Bénin. *Revue Marocaine des Sciences Agronomiques et Vétérinaires*, 11: 210-216.
- Mabe F.N., Sienso G., Donkoh S. (2014). Determinants of choice of climate change adaptation strategies in northern Ghana. *Research in Applied Economics*, 6: 75.
- Ojo T.O., Baiyegunhi L.J.S. (2020). Determinants of climate change adaptation strategies and its impact on the net farm income of rice farmers in south-west Nigeria. *Land Use Policy*, 95: 103946.
- Otitou M.A., Arene C. J. (2010). Constraints and determinants of technical efficiency in medium-scale soybean production in Benue State, Nigeria. *African Journal of Agricultural Research*, 5: 2276-2280.
- Ravelojaona M.S.P. (2018). Étude de l'efficience en économie de la production: de nouvelles mesures de l'efficacité et leurs extensions théorie et applications. Thèse de Doctorat, Université de Perpignan.
- Rulli M.C., Saviori A., D'Odorico P. (2013). Global land and water grabbing. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 110: 892-897.
- Saliu L.A., Abdulrazaq S.A., Balami M.A. (2019). Analysis of productive efficiency among small scale soybean farmers in north west of Nigeria. *Dutse Journal of Agriculture and Food Security*, 6: 145-155.
- Sisay T., Tesfaye K., Ketema M., Dechassa N., Getnet M. (2023). Climate-smart agriculture technologies and determinants of farmers' adoption decisions in the Great Rift Valley of Ethiopia. *Sustainability*, 15: 3471.
- Sodjinou E., Hounkponou S.K., Adjomo M.A.A.C. (2019). Facteurs déterminant l'adoption des stratégies d'adaptation aux changements climatiques au Bénin: cas des producteurs de maïs. *Bulletin de la Recherche Agronomique du Bénin (BRAB), Numéro Spécial Économie et Sociologie Rurales (ESR)*, 49-66.
- Talanow K., Topp E.N., Loos J., Martín-López B. (2021). Farmers' perceptions of climate change and adaptation strategies in South Africa's Western Cape. *Journal of Rural Studies*, 81: 203-219.
- Tartarin, R. (1987). Efficacité et propriété. *Revue économique*, 1129-1155.
- Thiry B. (2014). Introduction à la microéconomie.
- Tidjani, N., Zakari, F. T., Ollabode, N., Yabi, J. A. (2022). Evaluation de l'effet de l'innovation sur l'efficacité économique de la production de soja dans le Borgou au Nord du Bénin. *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics*, 3: 1-19.

Meeusen W., van Den Broeck J. (1977). Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International economic review*, 435-444.

Yabi J.A., Bachabi F.X., Labiyi I.A., Ode C.A., Ayena R.L. (2016). Déterminants socio-économiques de l'adoption des pratiques culturales de gestion de la fertilité des sols utilisées dans la commune de Ouaké au Nord-Ouest du Bénin. *International Journal of Biological and Chemical Sciences*, 10: 779-792.