






Paquets d'adaptation au changement climatique et efficacité-coût de culture du maïs au Nord-Est du Bénin

Oscar Iboukoun AYEDEGUE^{1*} , Patrice Ygué ADEGBOLA² , Jacob Afouda YABI¹ 

* Auteur Correspondant

¹ Université de Parakou (UP), Faculté d'Agronomie (FA), Ecole Doctorale des Sciences Agronomiques et de l'Eau (EDSAE), Laboratoire d'Analyse et de Recherche sur les Dynamiques Economiques et Sociales (LARDES)

² Ministère de l'Agriculture de l'Elevage et de la Pêche (MAEP), Institut National des Recherches Agricoles du Bénin (INRAB), Centre de Recherches Agricoles à vocation nationale de Agonkanmey (CRA-Agonkanmey)

Emails : oscon10@yahoo.fr ; patrice.adegbola@yahoo.fr ; ja_yabi@yahoo.com

Reçu le 1er Août 2022 - Accepté le 18 Mars 2023 - Publié le 30 Juin 2023

Résumé : Cet article pose la question de la pertinence de la nouvelle génération des stratégies d'adaptation au changement climatique dans les systèmes de production de maïs au Nord-Est du Bénin. L'étude analyse les facteurs déterminants de la valeur de l'efficacité-coût de la culture du maïs et comment elle est impactée par les stratégies d'adaptation. Les résultats du modèle de régression multinomial à commutation endogène montrent qu'en plus des caractéristiques socioéconomiques des ménages, les stratégies d'adaptation influent sur le niveau d'efficacité-coût de la culture du maïs. L'approche contre factuelle d'analyse de l'effet causal des catégories de paquets d'adaptation a permis de conclure que les options d'adaptation, basées sur la sélection et la combinaison variétales montrent de meilleures performances économiques que celles qui associent les pratiques de conservation du sol et de diversification des cultures. Ces résultats orientent sur les combinaisons de variables d'adaptation à explorer pour concilier les performances économiques et la conservation de la biodiversité en faveur de l'agriculture durable.

Mots clés : Adaptation, changement climatique, impact, Bénin.

Adaptation packages to climate change and maize production allocative efficiency in North-East Benin

Abstract: This study explores the effectiveness of new generation climate adaptation strategies used by maize farmers in the context of Northern-East Benin. It aims to analyze the drivers of allocative efficiency value of maize production and how the efficiency is impacted by adaptation responses. The multinomial endogenous switching regression model shows that in addition to household's socioeconomic characteristics, adaptation strategies determine the level of allocative efficiency of maize production. The counterfactual approach studying the causal effect of adaptation packages categories lead to conclude that the adaptation options, based on varietal selection and combinations, show better economic performance to the soil conservation and crop diversification options. These results show the combinations of adaptation components that are useful to test in order to reach economic performance and biodiversity conservation for sustainable agriculture.

Keywords: Adaptation, climate change, impact, Benin.

1. Introduction

Les pays en voie de développement et tout particulièrement ceux de la zone d'Afrique sub-saharienne sont sérieusement affectés par les mutations du milieu physique et social dont le changement climatique (Davranche *et al.*, 2015 ; Droy et Bidou, 2022). Ces transformations telles que la dégradation des terres, la pression sur les ressources en eau et la déforestation, ajoutées à la modification des structures démographiques et des systèmes culturels ont un impact direct et indirect sur le processus de production agricole et la productivité de ses facteurs de production. En effet, l'Afrique Subsaharienne est particulièrement touchée par l'insécurité alimentaire et nutritionnelle avec la plus forte prévalence en matière de sous-alimentation (FAO, 2019). La dégradation des terres, le faible investissement dans le secteur agricole et le changement climatique (par exemple, température moyenne élevée, précipitations rares et irrégulières) qui ont caractérisé les activités agricoles de la région (Di Falco *et al.*, 2011 ; Willy et Holm-Müller, 2013 ; OCDE, 2015) seraient à l'origine de l'aggravation des difficultés de satisfaction des besoins alimentaires. Le changement climatique constitue une difficulté majeure pour l'agriculture car il affecte non seulement les rendements de production (Jalloh *et al.*, 2013) et augmente mais est également source d'instabilité du marché des produits agricoles (Wheeler et von Braun, 2013). L'analyse des conséquences du changement climatique au Bénin, montrent ses effets sont plus perceptibles à l'échelle locale (Gbetibouo *et al.*, 2009). Ainsi, la baisse des rendements des cultures, la baisse de la qualité des récoltes, la perte partielle ou totale des produits agricoles ont été rapportées (Vodounou *et al.*, 2016). Il en résulte la baisse des revenus, l'aggravation de la pauvreté, l'allongement de la période de soudure, l'augmentation des maladies virales et la baisse de la disponibilité alimentaire (PANA, 2014)

La littérature sur les conséquences futures du changement climatique annonce des pertes importantes de rendement de l'ordre de 20 à 50 % des cultures céréalières et oléagineuses aux horizons futurs proches et lointains (Doukpolo, 2014) qui généreront des bouleversements sociaux plus fréquents comparables aux émeutes de la faim de 2008 et une augmentation des prix des produits alimentaires (Goutaine, 2017 ; Hillel et Rosenzweig, 2009). Parmi les cultures les plus vulnérables, le maïs occupe une place de choix. En effet, des pertes importantes de rendement (8 à 22 %) du maïs, sont annoncées d'ici à 2050 à moins que des investissements clés ne soient réalisés pour améliorer la productivité sous le risque climatique (Schlenker & Lobell, 2010) alors qu'il demeure la céréale plus cultivée (Sisinto-Gbénou *et al.*, 2022). Il se positionne comme une culture commerciale notamment dans la partie nord du

Bénin où sa production est la plus importante mais aussi la principale culture de subsistance (Bricas *et al.*, 2016 ; Baco, 2019). De ce fait, une baisse de sa production affectera la sécurité alimentaire et les revenus.

Ces perspectives peu encourageantes justifient le rôle attendu de l'adaptation dans le plan global de réponse aux menaces du changement climatique. En effet, des auteurs (Eakin *et al.*, 2014 ; Waha *et al.*, 2013) soutiennent l'idée que les communautés rurales peuvent faire face avec succès aux impacts négatifs du changement climatique grâce à la mise en œuvre de pratiques d'adaptation. Cette conviction a suscité de nombreux efforts pour promouvoir et faire adopter plusieurs mesures d'adaptation (Roco *et al.*, 2017). Cependant, malgré ces mesures, les conséquences du changement climatique sur la production agricole demeurent préoccupantes. En effet, le changement climatique a été reconnu comme l'une des sources de la flambée des prix des produits alimentaires (OXFAM, 2012) qui constitue un frein à l'accès des ménages vulnérables aux biens de première nécessité au Bénin. Moins de la moitié des ménages (47,5%) étaient en sécurité alimentaire, 42,9% en sécurité alimentaire limitée et 9,6 % en insécurité alimentaire globale (modérée 8,9% et sévère 0,7%) en 2017 (Programme Alimentaire Mondiale, 2019). Cette situation semble s'aggraver, éloignant ainsi, le Bénin des possibilités de l'élimination de la faim, tel qu'envisagé dans le deuxième objectif du programme de développement durable à l'horizon 2030.

Cette tendance semble confirmer le fait que les stratégies d'adaptation au changement climatique, n'ont pas globalement répondu aux attentes. En effet, suivant Altieri *et al.* (2015), l'adaptation peut être considérée comme un facteur clé de gestion des changements climatiques à condition que l'on identifie et mette en œuvre les bonnes options. Par ailleurs, ces auteurs estiment que certaines options d'adaptation ne pourront modérer les dommages du changement climatique que pour le très court terme (Matthews *et al.*, 2013) et accentuent même la vulnérabilité des systèmes de production. L'identification des options répondant mieux aux attentes, pourrait être envisagée en mettant en cohérence l'approche d'analyse d'impact avec les résultats de caractérisation des stratégies d'adaptation. En effet, les travaux d'étude d'impact de l'adaptation sur l'amélioration de la production agricole, ont examiné les effets simulés de l'introduction de quelques pratiques isolées alors que les études de caractérisation des stratégies d'adaptation ont montré qu'elles sont constituées d'un ensemble de pratiques organisées de manière cohérente (Ayedegue *et al.*, 2021 ; Traoré *et al.*, 2013). De ce cadre, il apparaît crucial d'identifier les combinaisons de pratiques développées par les agriculteurs qui répondent mieux aux effets néfastes du changement climatique. La contribution du présent travail réside dans le fait qu'il indique la façon dont les pratiques sont combinées pour servir de stratégies d'adaptation. Par

ailleurs, il permettra de comprendre comment chaque combinaison de pratiques impacte l'aptitude des producteurs à allouer efficacement les facteurs de production au regard de leur coût. Enfin, l'approche d'analyse tient compte du risque du biais d'endogénéité pour prévenir la confusion entre les effets générés par d'autres facteurs et ceux de l'adaptation à travers l'option du modèle de régression multinomial à commutation endogène. Ce modèle admet l'estimation simultanée de l'équation de sélection et celle de l'impact, qui garantit la robustesse des paramètres.

Les difficultés récurrentes liées au changement climatique rapportées par les producteurs de maïs dans la zone d'étude concernent les poches de sécheresse, les pluies tardives et la réduction de la durée de la saison des pluies. Pour y répondre différentes mesures sont mises en œuvre dont l'adoption de variétés à cycle court, l'augmentation des cultures plus résistantes à la sécheresse, les mesures de conservation de l'eau, etc... La prise de ces mesures s'accompagne généralement d'exigences auxquelles il devient nécessaire d'adresser des mécanismes de gestion. Il en est ainsi, par exemple de la relation entre les variétés améliorées et les besoins en fertilisants d'après la typologie des mesures d'adaptation au changement climatique, adoptées par les riziculteurs au Nord-Bénin, réalisée par Ayédèguè *et al.* (2020). De même Vodounou *et al.* (2016) ont indiqué que ces variétés sont fréquemment moins productives et/ou plus exigeantes en qualité du sol. Elles disposent de peu de temps pour produire une certaine quantité de matière sèche. Les plantes ont alors des besoins instantanés plus importants (en nutriments mais aussi en eau). Par ailleurs, arrivant à maturité avant les variétés traditionnelles, elles sont également très vulnérables aux attaques aviaires (ceci concerne les céréales et notamment le riz, le maïs, etc.). Ainsi, l'adoption d'une mesure fait appel à d'autres pratiques dans le but de lever les contraintes qui résultent de son adoption. Les paquets d'adaptation représentent dans cette étude les combinaisons de pratiques élaborées par les producteurs pour s'adapter aux effets néfastes du changement climatique.

2. Matériel et méthodes

2.1. Caractéristiques et choix du milieu d'étude

La zone de l'étude comprend les communes de Kandi, Baniokoara et Ségbana. Elle est située entre 10°55' et 11°18' de latitude Nord puis entre 2° 26' et 3°41' de longitude Est et couvre une superficie de 12275 km². Le climat de la zone d'étude est de type soudano-sahélien avec une saison pluvieuse et une saison sèche. La hauteur pluviométrique annuelle oscille entre 850 et 1150 mm. Quant à la température, elle reste élevée avec des minimas entre 23° et 24° et des maximas entre 35° et 36°. Dans l'ensemble, la végétation de

la zone d'étude est composée de savane boisée, arbustive et herbacée avec des plages d'épineux aux endroits soumis à une forte influence anthropique.

La zone d'étude est celle de forte production de maïs (INStaD, 2018) et fait partie de la région caractérisée par la plus forte variabilité des dates de début de saison pluvieuse avec une tendance globale à la tardiveté (Houngnibo *et al.*, 2020).

2.2. Echantillonnage et données utilisées

Les données de caractéristiques socio-économiques et démographiques, de pratiques d'adaptation au changement climatique adoptées par chaque enquêté puis celles relatives aux quantités récoltées et coûts de production ont été collectées de Janvier à Mars 2021 à travers des entretiens individuels sur la base d'un questionnaire et des focus group dont les participants sont membres des coopératives desquelles les enquêtés ont été sélectionnés sur la base d'un guide d'entretien. Pour recueillir ces informations, un choix raisonné des arrondissements et villages a été effectué avec le concours des agents des cellules communales de Kandi, Baniokoara et Ségbana de l'Agence Territoriale de Développement Agricole (ATDA), sur la base du critère de forte zone de production. Les enquêtés ciblés sont des producteurs dont la culture du maïs représente non seulement un moyen de subsistance mais aussi une source importante de revenu. Ils ont été sélectionnés à proportion égale des coopératives de producteurs de maïs dans chaque village. Une sélection aléatoire simple de producteurs au sein des coopératives dans chaque village a permis de collecter les données auprès de trois cent soixante (360) producteurs à travers un questionnaire structuré.

2.3. Fondement théorique

L'analyse de l'effet des paquets d'adaptation sur la performance économique des systèmes de culture du maïs s'inspire de la théorie de la production économique (Debertin, 1986). Elle fournit un cadre analytique pour formuler des hypothèses sur le comportement des exploitations agricoles lorsque leur environnement change. Son point central est la fonction de production décrite à partir d'une relation technique qui lie la quantité physique maximale de produits (y_t) qu'une exploitation agricole peut produire au temps (t) à partir des quantités physiques d'intrants (X_{it}) données pour une technologie de production. En effet, les marchés en concurrence imparfaite du fait de l'accès inégal aux innovations technologiques et à l'information dans des secteurs d'activité comme l'agriculture, laissent entrevoir des risques d'inefficacités permanentes. Dans cette perspective, il est raisonnable de penser que les systèmes économiques ne peuvent garantir que les entreprises agiront toujours de façon à avoir une conduite efficace.

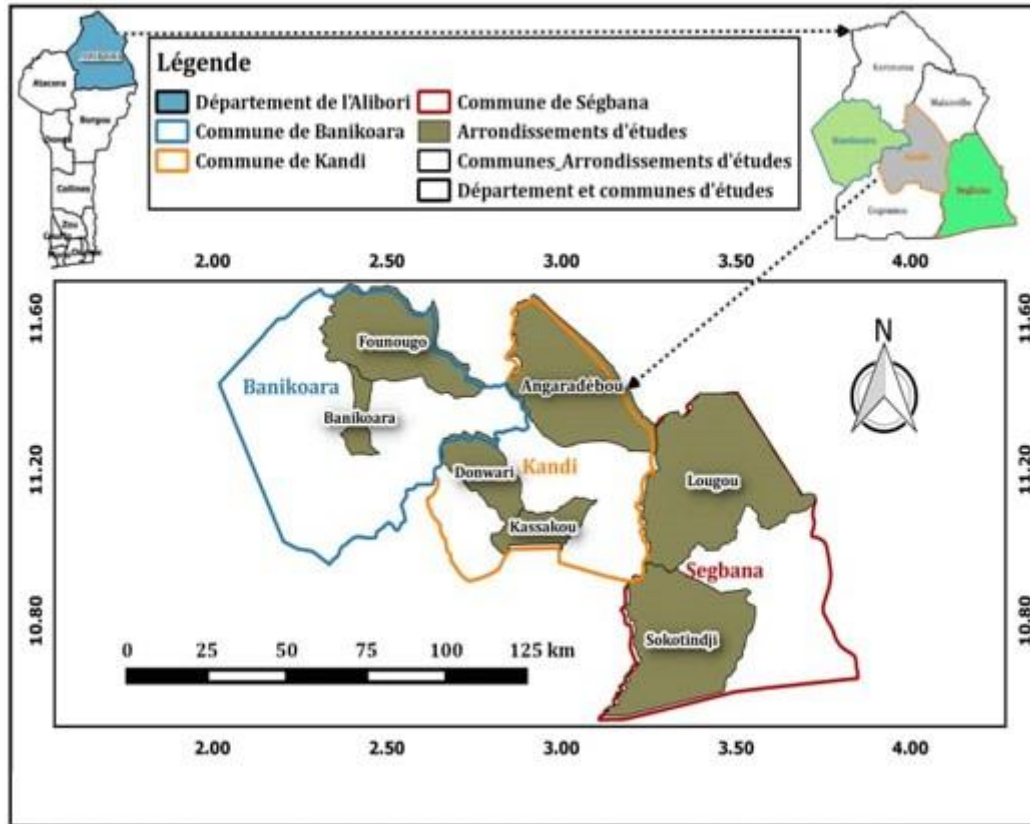


Figure 1 : Situation géographique du milieu d'étude

Figure 1 : Location of the study area

Tableau 1 : Répartition des enquêtés par sexe et par niveau d'instruction / Respondents by gender and education level

Communes	Sexe			Instruction		
	Masculin	Féminin	Aucun	Primaire	Secondaire	Universitaire
Banikoara	111	8	49	48	19	4
Ségbana	118	3	39	60	21	1
Kandi	118	2	68	29	16	6
Total	347	13	156	137	56	11

Source : Données d'enquête, Février 2021

De même Keane *et al.* (1992) a précisé que la plupart des agriculteurs issus des pays à revenu faible et des pays en développement opèrent en deçà de leur capacité de production potentielle. Ainsi, la possibilité qu'il ait un écart entre les niveaux de production observé et potentiel avec une quantité d'input donnée d'une part ou entre les coûts potentiels et observés pour produire un volume donné de production d'autre part existe. La performance et l'allocation des ressources peuvent donc être analysées en fonction de la relation entre les inputs et les outputs. Outre le concept de productivité qui exprime le rapport entre les extrants et les intrants, on se réfère dans l'analyse économique au concept d'efficacité pour souligner la possibilité de générer un volume maximal d'output à partir d'un niveau minimal d'input (ELLIS, 1993). Ce cadre a orienté des travaux (Siéwé

et al., 2019 ; Midingoyi, 2010) qui ont précisé l'influence des indicateurs du niveau d'accès à l'information, aux innovations technologiques et aux ressources sur les indices d'efficacité au moyen des modèles de régression économétriques. Les différents paquets d'adaptation au changement climatique étant des innovations dont l'adoption dépend du niveau d'accès à l'information et de la capacité à mobiliser les ressources nécessaires par les producteurs, ils sont censés participer à influencer le niveau d'efficacité des exploitations. Des formes fonctionnelles de fonctions trouvées dans la littérature, les types Cobb-Douglas et Translog sont appropriés pour décrire les relations entre input et output dans le secteur agricole. Pour sélectionner la meilleure forme fonctionnelle adaptée aux données et vérifier la présence d'inefficacité, des tests de rapport

de vraisemblance (LR) sont utilisés à partir de l'estimation des fonctions de coût de frontière stochastique Cobb-Douglas et Translog.

2.4. Approche d'analyse de l'impact des paquets d'adaptation

L'analyse de l'impact de l'adaptation au changement climatique vise à mesurer l'effet de l'adaptation sur la variable d'intérêt (l'indice d'efficacité-coût dans le cadre de cette étude). Une approche simple pourrait consister à comparer les valeurs moyennes des indices d'efficacité suivant les différents paquets d'adaptation à travers le test de comparaison de moyennes. Cependant, considérer ces différences comme résultant seulement de l'option d'adaptation posent un problème de logique car elle équivaut à ignorer l'effet des caractéristiques socioéconomiques et démographiques des ménages des producteurs qui contribuent à influencer l'indice d'efficacité-coût. En effet, de nombreux auteurs (Mindingoyi, 2008 ; Choukou *et al.*, 2017 ; Biaou *et al.*, 2021 ; Ahouangninou *et al.* 2020) ont rapporté l'influence de l'âge, de l'accès au crédit, du nombre d'actifs agricoles, de l'instruction, de la superficie emblavée sur l'efficacité de différents systèmes de culture. Une autre démarche d'analyse serait de régresser l'indice d'efficacité-coût par des variables indépendantes y compris les paquets d'adaptation suivant la forme générale ci-après :

$$IE = f(X, A, \alpha) + u \quad (1)$$

IE représentant l'indice d'efficacité-coût, X les caractéristiques socioéconomiques et démographiques du ménage de l'enquêté, A le vecteur des paquets d'adaptation sous forme binaire (chaque paquet d'adaptation prend la valeur 1 lorsque le producteur le choisit et 0 si non), α les paramètres à estimer et u le terme d'erreur.

Cette approche tient compte des risques de biais indiqués ci-dessus mais considère l'adaptation comme une variable exogène alors qu'elle est potentiellement endogène (Di Falco *et al.* 2011). Par ailleurs, elle présente le risque de biais de sélection car il est probable que les adoptants d'un paquet donné aient des caractéristiques systématiquement différentes de celles des non-adoptants entraînant ainsi l'inconsistance des estimations de l'impact des paquets d'adaptation sur l'indice d'efficacité-coût (Di Falco *et al.*, 2011). Pour y remédier la famille de modèles de régression à commutation endogène admettant des variables instrumentales qui affectent la décision relative au choix d'un paquet d'adaptation mais sans effet sur l'indice d'efficacité allocative, est indiquée (Bourguignon *et al.*, 2007). Cette approche consiste à séparer l'équation de la fonction d'efficacité-coût et celle de la sélection des paquets d'adaptations estimées simultanément pour garantir la consistance des coefficients à estimer (Bourguignon *et al.*, 2007). Ce cadre d'analyse, admet le logit multinomial pour estimer l'équation de sélection des paquets d'adaptation. D'où l'option du modèle de régression à

commutation endogène logit multinomial dans la présente étude. Cette approche permet la détermination de l'effet causal de l'adaptation à travers la méthode du contrefactuel.

2-4-1 Modèle multinomial de sélection des paquets d'adaptation

Conformément au principe de rationalité, on considère que la préférence pour un paquet d'adaptation k n'est envisageable que si l'utilité maximale espérée avec son adoption (U_k) est meilleure à l'utilité espérée avec n'importe quelle autre option d'adaptation. L'utilité maximale espérée est inobservable pour le chercheur mais elle peut être représentée par une variable latente U^* qu'on peut définir à partir des caractéristiques socioéconomiques et démographiques des producteurs suivant la formule :

$$U_{ik}^* = \beta_k Z_{ik} + \varepsilon_{ik} \quad (2)$$

Z est le vecteur des caractéristiques socioéconomiques et démographiques du producteur i puis les variables instrumentales, β celui des paramètres à estimer et ε le terme d'erreur.

En posant j comme paquet de référence et k les autres paquets, les conditions de sélection d'un paquet d'adaptation sont traduites par le système suivant :

$$k = \begin{cases} j' si U_{ij}^* > \max(U_{ik}^*) \text{ ou } \eta_{ij} < 0 \\ & k \neq j' \\ j si U_{ij}^* > \max(U_{ik}^*) \text{ ou } \eta_{ij} < 0 \\ & k \neq j \end{cases} \quad (3)$$

Avec $\eta_{ij} = \max(U_{ik}^* - U_{ij}^*) < 0$ pour tout $k \neq j$ (Bourguignon *et al.*, 2007).

Dans l'hypothèse que le terme d'erreur (ε) est distribué de manière identique et indépendante suivant la loi de distribution de Gumbel, la probabilité que l'agriculteur i avec les caractéristiques Z choisisse le paquet J est donnée par la formule suivante :

$$P_{ij} = \text{prob}[\max(U_{ik}^* - U_{ij}^*) < 0 | Z_{ij}] \\ = \frac{\exp(\beta_j Z_{ij})}{\sum_{j=1}^n \exp(\beta_j Z_{ij})} \quad (4)$$

n représentant le nombre de paquets d'adaptation.

2-4-2 Modèle de régression multinomial à commutation endogène

L'analyse de l'impact dans le cadre du modèle à commutation endogène se fait à travers la définition de deux composantes de l'équation principale que sont :

$$\begin{cases} IE_{ki} = \alpha_k X_{ki} + u_{ki} \quad (5a) \\ \text{si le sous ensemble de paquets } k \text{ est adopté} \\ IE_{Ni} = \alpha_N X_{Ni} + u_{Ni} \quad (5b) \\ \text{si le sous ensemble de paquets } k \text{ n'est pas adopté} \end{cases}$$

avec IE_k et IE_N les indices d'efficacité-coût des adoptants et non adoptants du paquet k respectivement. α_k et α_N les paramètres à estimer. Les trois termes d'erreur ε , u_A et u_N dans les équations (2), (5a) et (5b) sont supposés avoir une distribution à une moyenne nulle dont la matrice de covariance se présente ainsi qu'il suit :

$$Cov(\varepsilon, u_A, u_N) = \begin{pmatrix} \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_{\varepsilon k} & \sigma_{\varepsilon N} \\ \sigma_{k\varepsilon} & \sigma_k^2 & \sigma_{kN} \\ \sigma_{N\varepsilon} & \sigma_{Nk} & \sigma_N^2 \end{pmatrix}$$

avec $Var(\varepsilon) = \sigma_\varepsilon^2$, $Var(u_k) = \sigma_k^2$ et $Var(u_N) = \sigma_N^2$,

$$Cov(u_k, u_N) = \sigma_{kN}, Cov(u_k, \varepsilon) = \sigma_{k\varepsilon} \text{ et}$$

$$Cov(u_N, \varepsilon) = \sigma_{N\varepsilon}.$$

Le terme d'erreur de l'équation (2) étant corrélé avec ceux des équations (5a) et (5b), les valeurs de u_k et u_N sachant la décision de choix du paquet spécifié par le modèle de sélection, sont non nulles (Lee et Trost, 1978) et données par les formules suivantes :

$$E[u_k|k=1] = \sigma_{k\varepsilon} \frac{\varphi(z_k\beta)}{\Phi(z_k\beta)} = \sigma_{k\varepsilon}\lambda_k \quad (6) \text{ et}$$

$$E[u_N|k=0] = -\sigma_{N\varepsilon} \frac{\varphi(z_k\beta)}{1-\Phi(z_k\beta)} = \sigma_{N\varepsilon}\lambda_N \quad (7).$$

$\varphi(\cdot)$ et $\Phi(\cdot)$ représentent respectivement les fonctions de densité et de répartition de la loi de probabilité logit. Les termes λ_k et λ_N sont les inverses du ratio de Mills évalués à partir du modèle de sélection et à utiliser pour réécrire les termes d'erreur du modèle d'impact pour traiter du biais de sélection. Ainsi, les équations (5a) et (5b) deviennent :

$$E[IE_{ki}|k=1] = \alpha_k X_{ki} + \sigma_{k\varepsilon}\lambda_{ki} \quad (8a) \text{ et}$$

$$E[IE_{Ni}|k=0] = \alpha_N X_{Ni} + \sigma_{N\varepsilon}\lambda_{Ni} \quad (8b)$$

2-4-3. Contrefactuelle et estimation des effets des paquets d'adaptation

Le système d'équations (8) est utilisé pour calculer les effets d'adoption de chacun des paquets d'adaptation en générant les contrefactuels des indices d'efficacité-coût atteints par les producteurs selon qu'ils adoptent ou non le sous ensemble de paquets k (Carter et Milon, 2005 ; Di falco et Veronesi, 2011). Ainsi, la valeur de l'indice d'efficacité-coût des adoptants s'ils choisissaient de ne pas s'adapter puis celle des non-adoptants s'ils choisissaient de s'adapter sont respectivement données par les équations suivantes :

$$E[IE_{Ni}|k=1] = \alpha_N X_{ki} + \sigma_{N\varepsilon}\lambda_{ki} \quad (9)$$

$$E[IE_{ki}|k=0] = \alpha_k X_{Ni} + \sigma_{k\varepsilon}\lambda_{Ni} \quad (10)$$

La variation de l'indice d'efficacité-coût dues au choix du paquet d'adaptation k , est obtenue en posant l'opération :

$$ATT = E[IE_{ki}|k=1] - E[IE_{Ni}|k=1] = (\alpha_k X_{ki} + \sigma_{k\varepsilon}\lambda_{ki}) - (\alpha_N X_{ki} + \sigma_{N\varepsilon}\lambda_{ki})$$

$$ATT = (\alpha_k - \alpha_N)X_{ki} + (\sigma_{k\varepsilon} - \sigma_{N\varepsilon})\lambda_{ki} \quad (11)$$

De même la variation qu'aurait induit le choix du paquet d'adaptation k sur l'indice d'efficacité des non adoptants est donnée par :

$$ATU = E[IE_{ki}|k=0] - E[IE_{Ni}|k=0]$$

$$= (\alpha_k X_{Ni} + \sigma_{k\varepsilon}\lambda_{Ni}) - (\alpha_N X_{Ni} + \sigma_{N\varepsilon}\lambda_{Ni})$$

$$ATU = (\alpha_k - \alpha_N)X_{Ni} + (\sigma_{k\varepsilon} - \sigma_{N\varepsilon})\lambda_{Ni} \quad (12)$$

Enfin, la variation moyenne de l'indice d'efficacité coût si tous les enquêtés optaient pour le paquet k , est donnée par l'expression :

$$ATE = ATT * p(k=1) + ATU * p(k=0) \quad (13)$$

$p(k=1)$ et $p(k=0)$ correspondent aux probabilités qu'un individu de l'échantillon appartienne au groupe des adoptants et des non adoptants. Suivant Di Falco *et al.* (2011), les effets d'hétérogénéité sur les adoptants et les non-adoptants sont respectivement donnés par les équations suivantes :

$$BH1 = E[IE_{ki}|k=1] - E[IE_{ki}|k=0] = \alpha_k (X_{ki} - X_{Ni}) + \sigma_{k\varepsilon}(\lambda_{ki} - \lambda_{Ni}) \quad (14) \text{ et}$$

$$BH2 = E[IE_{ki}|k=1] - E[IE_{Ni}|k=0] = \alpha_k (X_k - X_N) + \sigma_{N\varepsilon}(\lambda_{ki} - \lambda_{Ni}) \quad (15)$$

2.5. Cadre empirique

2-5-1. Indice d'efficacité-coût

Dans cette étude, le modèle stochastique de la frontière des coûts est utilisé pour estimer les paramètres et les indices d'efficacité. Le choix de l'indice d'efficacité-coût comme variable endogène, est justifié par le fait que la mise en œuvre de certaines pratiques d'adaptation implique des dépenses dont le rapport avec la quantité produite ou le rendement, mérite d'être analysé pour examiner dans quelles mesures les stratégies d'adaptation contribuent à améliorer le gain net du producteur. Des formes fonctionnelles de fonctions de coût trouvées dans la littérature, les types Cobb-Douglas et Translog sont appropriés pour décrire les relations entre input et output dans le secteur agricole. Pour sélectionner la meilleure forme fonctionnelle adaptée aux données, le test du rapport de vraisemblance (LR) est utilisé à partir de l'estimation des fonctions de coût de frontière stochastique Cobb-Douglas et Translog. Cette statistique a permis de retenir la fonction Translog avec un output et huit input à un niveau critique de 1% dont l'équation de spécification est :

$$\ln C_i(Y, P) = \gamma_0 + \sum_{m=1}^9 \gamma_m \ln P_m + \sum_{k=1}^1 \gamma_k \ln Y_k +$$

$$\frac{1}{2} [\sum_{m=1}^9 \sum_{n=1}^9 \psi_{mn} \ln P_m \ln P_n + \sum_{k=1}^1 \sum_{l=1}^1 \psi_{kl} \ln Y_k \ln Y_l] +$$

$$\sum_{m=1}^9 \sum_{k=1}^1 \psi_{mk} \ln P_m \ln Y_k + \delta_i + \mu_i \quad (16)$$

avec $i = 1 \dots N$; $\psi_{mn} = \psi_{nm}$; C_i le coût total de production en francs CFA supporté par l'exploitation i ; P_m représente le coût des intrants en francs CFA par hectare et Y_k est la quantité de maïs produite en (kg/ha). γ_0 est la constante de coût, γ_m et γ_k sont les paramètres des conditions du premier ordre associé aux

coûts des intrants et à la quantité de production ; ψ_{mn} , et $\psi_{ki}\psi_{mk}$ sont les paramètres des termes du second ordre. Les termes (u) et (δ) sont supposés être distribués indépendamment, $\delta_i \sim iidN(0, \sigma_\delta^2)$ et $\mu_i \sim iidN(0, \sigma_\mu^2)$ (Okello et al. 2019; Zavale et al., 2005) et μ est supposé avoir une distribution semi-normale, car la fonction de vraisemblance converge avec elle. Les indices d'efficacité dérivent des valeurs d'inefficacité – coût qui sont estimés en deux étapes suivant (Zavale et al., 2005). Dans la première, on spécifie la moyenne conditionnelle de u_i sachant ε_i en considérant que u_i suit une loi de distribution semi-normale et δ_i une loi de distribution normale. La moyenne conditionnelle de u_i est donnée par l'équation suivante:

$$E[\mu_i|\varepsilon_i] = \frac{\sigma_\mu\sigma_\delta}{\sigma^2} \left[\frac{\phi(\varepsilon_i\lambda/\sigma)}{1-\Phi(-\varepsilon_i\lambda/\sigma)} + \frac{\varepsilon_i\lambda}{\sigma} \right] \quad (17)$$

A la seconde étape, à l'aide de l'estimation ponctuelle de u_i obtenue à partir de l'étape précédente, l'inefficacité allocative (INA) est donnée par :

$$INA_i = E(\exp\{u_i\}|\varepsilon_i)$$

$$= \left[\frac{1-\Phi(\sigma_*-u_{*i}/\sigma_*)}{1-\Phi(-u_{*i}/\sigma_*)} \right] \exp \left\{ -u_{*i} + \frac{1}{2}\sigma_*^2 \right\} \quad (18)$$

avec ($\Phi(\cdot)$), la fonction de répartition cumulative standard ; u_{*i} et σ_*^2 sont exprimés comme suit (Kumbhakar et al. 2015; p. 320):

$$u_{*i} = \frac{u\sigma_\delta^2 - \sigma_u^2\varepsilon_i}{\sigma_\delta^2 + \sigma_u^2} \quad (19)$$

$$\sigma_*^2 = \frac{\sigma_\delta^2\sigma_u^2}{\sigma_\delta^2 + \sigma_u^2} \quad (20)$$

Les estimations du maximum de vraisemblance des paramètres sont remplacées dans l'équation (18) pour l'estimation de l'indice d'inefficacité-coût pour chaque producteur. A partir de l'indice d'inefficacité-coût, la valeur de l'indice d'efficacité est donnée par la formule suivante :

$$IE = \frac{1}{INE_i} \quad (21)$$

Les données d'enquêtes fournissent la liste des inputs utilisés pour la production du maïs. Il s'agit de la semence, des fertilisants, des herbicides, de la location d'équipements, de terres, de la main d'œuvre et la dépréciation du matériel agricole du ménage.

2-5-2. Paquets d'adaptation et déterminants de l'indice d'efficacité-coût

Les paquets d'adaptation résultent de la catégorisation des pratiques d'adaptation au moyen de la classification hiérarchique dans la version 4.0.3 du logiciel R avec le package FactoMineR. L'analyse du coefficient de détermination entre l'ensemble des pratiques et leur configuration en classes puis les résultats du test de comparaison de moyennes inter et intra catégories des

valeurs associées au statut d'adoption des pratiques (1 pour l'adoption et 0 si non), ont permis d'étudier la validité des paquets d'adaptation. Ainsi, quatre paquets (tableau 2) et deux sous-groupes de paquets ont été identifiés à partir de trois variables de classification. Il s'agit du choix variétal (cycle court ou moyen), des stratégies de gestion de risque (labour et semis précoces, renouvellement de semences, semis échelonné, production sur différents sites et augmentation de l'emblavure des cultures résilientes comme le sorgho, le mil et le niébé) et du mode de gestion de la fertilité (engrais minéral ou combinaison d'engrais minéral et organique). Le premier sous-groupe, constitué des paquets 1, 2 et 3 admet l'augmentation de la dose d'engrais chimique, l'adoption du cycle des variétés de cycle court, les opérations précoces, la reprise et l'échelonnement du semis. Par contre le paquet 4 (deuxième sous-groupe) se particularise par le choix des variétés de cycle moyen seulement, les pratiques de combinaison d'engrais organique et minéral, la mise en jachère des terres et est le seul paquet à ne pas revoir à la hausse la dose d'application de l'engrais minéral. De ce fait, le paquet 4 est choisi comme la référence dans cette étude.

Tableau 2 : Paquets d'adaptation au changement climatique / Adaptation packages to climate change

Pratiques d'adaptation	Paquet 1	Paquet 2	Paquet 3	Paquet 4
Variété de cycle court (3 mois)	x	x	x	
Renouvellement de semence		x	x	
Reprise du semis	x	x	x	
Labour et semis précoce	x	x	x	
Variété de cycle moyen (3,5 mois)			x	x
Diversification des cultures les plus résilientes				x
Production sur différents sites			x	x
Semis échelonné	x	x	x	
Augmentation de la dose d'engrais minéral	x	x	x	
Système de production animale et végétale et utilisation partielle de l'engrais organique				x
Mise en jachère des terres				x
Rotation culturale		x		
Nombre d'adoptants	55	51	106	148

Source : Données d'enquête, Février 2021. X : adoption de la pratique de la ligne correspondante

La littérature (Tangara et al., 2021 ; Chéfebo et al., 2020 ; Akpo et al., 2021 ; Wassihun et al., 2019) regroupe en deux catégories les facteurs influençant les indices d'efficacité des unités de production et le choix des stratégies d'adaptation. La première catégorie

concerne les facteurs internes à l'unité de production qui englobent les facteurs de prise de décisions liées aux systèmes de culture (tableau 3), le profil du producteur (âge, sexe, instruction, expérience, actifs agricoles, revenu secondaires) et les facteurs externes constitués de l'environnement physique, institutionnel, économique et politique sur lequel le décideur n'a aucun contrôle tel que les conditions agro climatiques, les modalités d'accès au financement, aux équipements et à la terre.

Hormis les variables ci-dessus, certaines influencent la sélection des paquets d'adaptation au changement tandis qu'elles sont sans effet sur les données relatives

à l'output comme l'indice d'efficacité-coût. En effet, Khanal *et al.* (2018) ont trouvé que les perceptions des producteurs par rapport à l'évolution du climat et à la pertinence des stratégies d'adaptation influencent l'adoption des stratégies d'adaptation tandis qu'elles sont sans effet sur le rendement de culture du riz. Par conséquent, la perception de l'arrêt du développement des cultures (PERARE) et la perception de l'inachèvement (remplissage partiel de l'épis ou fruits immatures) de la phase de fructification (PERIF) représentent les variables instrumentales du modèle dans cette étude. Un test de falsification a permis de confirmer la validité de ces variables.

Tableau 3 : Variables du modèle / Variables of the model

Variables	Description	Valeurs	Signes attendus
Variable dépendante			
IE	Indice d'efficacité allocative	Quantitative	
Variables indépendantes			
Variables	Description	Valeurs	
DOW	L'arrondissement de résidence de l'enquêté est Donwari	0= Non ; 1= Oui	±
BANI	L'arrondissement de résidence de l'enquêté est Banikoara centre	0= Non ; 1= Oui	±
COZOC	Parcelles réparties entre zones largement et très peu cultivées	0= Non ; 1= Oui	±
SEX	Sexe de l'enquêté	0= femme ; 1= homme	+
AGE	Age de l'enquêté	quantitatives	+
EXPER	Expérience de l'enquêté en tant que producteur de maïs		+
NIVIN	Niveau d'instruction de l'enquêté	0 = Aucun ; 1= Primaire ; 2= Secondaire ; 3= Universitaire	+
ACTIF	Nombre d'actifs agricole	quantitatives	+
SEMBM	Superficie de terres emblavées	quantitatives	±
SDISM	Superficie disponible	quantitatives	+
ASRE	Autres sources de revenu secondaire	0= Non ; 1= Oui	+
MODAT	Mode d'accès à la terre	0=indirect ; 1= direct	+
ACREDI	Accès au crédit	0= Non ; 1= Oui	+
ACSV	Accès aux services de vulgarisation	0= Non ; 1= Oui	+
DUPES	Durée de la période de soudure	quantitatives	+

Le développement de l'équation sur la base des variables considérées (Matériel supplémentaire S1 et S2) donne lieu au système suivant :

$$\begin{aligned}
 \text{Prob}_k &= \beta_{1k}\text{DOW} + \beta_{2k}\text{BANI} + \beta_{3k}\text{COZOC} + \\
 &\quad \beta_{4k}\text{SEX} + \beta_{5k}\text{AGE} + \beta_{6k}\text{SDISM} + \\
 &\quad \beta_{7k}\text{ACTIF} + \beta_{8k}\text{NIVIN} + \beta_{9k}\text{EXPER} + \beta_{10k}\text{SEMBM} + \\
 &\quad \beta_{11k}\text{ASRE} + \beta_{12k}\text{MODAT} + \beta_{13k}\text{ACREDI} + \beta_{14k}\text{DUPES} + \\
 &\quad \beta_{15k}\text{ACSV} + \beta_{16k}\text{PERARE} + \beta_{17k}\text{PERIF} + C_k + \varepsilon_k ; \text{ Avec} \\
 &\quad k = \{1,2,3\} \text{ et } \{4\}, \text{ la référence} \\
 E[IE_K | k = 1] &= \alpha_{1k} \text{ SEX} + \alpha_{2k} \text{ AGE} + \alpha_{3k} \text{ SDISM} + \\
 &\quad \alpha_{4k} \text{ ACTIF} + \alpha_{5k} \text{ NIVIN} + \alpha_{6k} \text{ EXPER} + \alpha_{7k} \text{ ACSV} + \\
 &\quad \alpha_{8k} \text{ MODAT} + \alpha_{9k} \text{ ACREDI} + \sigma_{k\varepsilon} \Lambda_k ; k = 1 \text{ équivaut au} \\
 &\quad \text{choix de l'un d'entre les paquets } P_1, P_2 \text{ et } P_3 \\
 E[IE_N | k = 0] &= \alpha_{1k} \text{ SEX} + \alpha_{2k} \text{ AGE} + \alpha_{3k} \text{ SDISM} + \\
 &\quad \alpha_{4k} \text{ ACTIF} + \alpha_{5k} \text{ NIVIN} + \alpha_{6k} \text{ EXPER} + \alpha_{7k} \text{ ACSV} + \\
 &\quad \alpha_{8k} \text{ MODAT} + \alpha_{9k} \text{ ACREDI} + \sigma_{N\varepsilon} \Lambda_N ; k = 0 \text{ équivaut au} \\
 &\quad \text{choix du paquet } P_4.
 \end{aligned}$$

La première équation du système est relative à la sélection des paquets d'adaptation et les deux dernières servent à déterminer l'impact des paquets d'adaptation sur l'indice d'efficacité-coût.

3. Résultats

3.1. Sélection des paquets d'adaptation au changement climatique

Les résultats du test de Wald (tableau 4) montrent que l'hypothèse de nullité simultanée des coefficients est rejetée. Ils indiquent que le logit multinomial est bien ajusté aux données empiriques. Les variables expliquées P1, P2 et P3 sont respectivement et significativement expliquées par huit (08) (dont 5 au seuil de probabilité de 1 % et 3 au seuil de 5 %), neuf (09) (dont 5 au seuil de 1 % et 4 au seuil de 5 %) et onze (11) (dont 6 au seuil de 1 %, 4 au seuil de 5 % et 1 au seuil de 10 %) variables explicatives du modèle. Six (06) de ces variables influencent simultanément le choix des trois paquets par rapport à la référence, une (01), détermine simultanément les paquets 1 et 2 et huit (08), influent

sur le choix de l'un des trois (03) paquets. Trois (SDISM, ACTSE, MODAT) des variables qui déterminent simultanément les trois paquets les influencent négativement tandis qu'une (SEMBM) les détermine positivement. Ces résultats montrent d'une part que les producteurs avec de vastes superficies de terre, disposant d'une source de revenu secondaire et qui accèdent à la terre par le mode direct préfèrent le paquet 4 aux autres. D'autre part, ils indiquent que les producteurs qui emblavent de vastes superficies de terre préfèrent moins le paquet 4 comparativement aux autres. L'expérience du producteur (EXPER) et le nombre d'actifs agricoles (ACTIF) sont les deux variables qui influencent simultanément les trois paquets mais dont les natures des effets varient d'un paquet à l'autre. En effet, les producteurs expérimentés préfèrent moins le paquet 1 tandis qu'ils préfèrent plus les paquets 2 et 3 au paquet 4. Ces options seraient liées au fait que les producteurs expérimentés lient une partie de l'amélioration des rendements à la pratique de renouvellement des semences lorsque les variétés de cycle court sont adoptées. Cependant, ils estiment qu'en absence de renouvellement de la semence, les variétés de cycle moyen donnent de meilleurs résultats comparativement aux variétés de cycle court. Quant aux ménages avec des effectifs importants d'actifs agricoles, ils préfèrent le paquet 4 aux paquets 1 et 2 tandis que le paquet 3 leur semble plus intéressant que le paquet 4. Ces résultats pourraient s'expliquer par la nécessité d'actifs agricoles plus nombreux lorsque l'on produit sur différents sites comme dans le cas du paquet 3 contrairement aux paquets 1 et 2. Par contre, lorsque les producteurs font l'option des pratiques de combinaison de production animale et végétale, ajoutée à la mise en jachère des terres comme dans le paquet 4, le matériel agricole utile à la mécanisation des opérations, semble plus nécessaire que les actifs agricoles. Les producteurs qui perçoivent l'arrêt du développement des cultures (PERARE) est la variable qui influe simultanément et positivement sur les paquets 1 et 2. La préférence de ces paquets par rapport au paquet 4 par cette catégorie de producteurs serait liée au fait qu'ils lient cette perception à l'insuffisance de la ressource en eau suivant la nature des bouleversements dans certaines zones de culture. Une des solutions pour répondre à cette difficulté consiste selon eux à échelonner les semis pour faire correspondre le calendrier agricole sur certaines parcelles à la période favorable comme c'est le cas avec les paquets 1 et 2. Le genre influe négativement sur le choix du paquet 3 comparativement au paquet 4. Ce résultat montre que les producteurs de sexe masculin préfèrent le paquet 4 au paquet 3 et confirme l'hypothèse que les performances agricoles leur importent beaucoup car l'activité agricole représente leur principale activité comparativement à leurs homologues femmes. Les producteurs résidents dans les arrondissements de Banikoara et de Donwari sont plus intéressés par le paquet 4 que les

paquets 1 et 2 respectivement. L'une des principales préoccupations des agriculteurs de la zone cotonnière et de ses environs est le développement des pratiques de restauration de la fertilité des sols dont celles considérées dans la composition du paquet 4. Les producteurs qui combinent les sites de culture en répartissant leurs emblavures entre les sites peu cultivés et ceux largement cultivés (COZOC) préfèrent le paquet 3 au paquet 4. La combinaison de sites de production fait partie des pratiques des paquets 3 et 4. Cependant, avec le paquet 3 les variétés de maïs de cycle court sont produites dans des zones dont le régime de précipitations est jugé peu favorable tandis qu'avec le paquet 4 ces zones accueillent les cultures rustiques. La nature de la relation entre le paquet 3 et la combinaison de zone de culture en référence au paquet 4, résulterait du fait qu'en situation de détresse hydrique, les variétés de maïs de cycle court réussissent mieux que les cultures rustiques. En effet, même si les cultures rustiques supportent mieux la sécheresse que les variétés de maïs de cycle moyen et long, il n'en demeure pas moins que leur rendement est aussi en baisse et leur durée de conservation est moins longue selon les producteurs (Ayédèguè *et al.*, 2021). Quant à l'âge du producteur, il influe négativement sur l'adoption du paquet 4. En effet, le choix des producteurs plus âgés serait lié aux leçons tirées de leurs expériences en ce qui concerne l'ampleur des avantages des mesures de conservation durable des terres sur les rendements agricoles. Les producteurs bénéficiaires des services de vulgarisation agricole ont une préférence pour le paquet 2 comparativement au paquet 4. Les agriculteurs bénéficient non seulement du conseil agricole mais ont aussi des facilités pour accéder intrants résultants de l'innovation dont les semences améliorées. L'adoption de la variété de cycle court et leur renouvellement étant des pratiques faisant partie de la composition du paquet 2, il paraît cohérent que cette catégorie de producteurs soient plus orientés vers le paquet 2 que le paquet 4. Quant à la perception de l'inachèvement de la phase de fructification (PERIF), elle induit la préférence du paquet 4 au paquet 3. Ce résultat pourrait s'expliquer par le fait que les producteurs estiment que l'inachèvement de la phase de fructification peut être résolu avec la culture de variété de cycle moyen sur des parcelles ayant bénéficié d'un processus de restauration de fertilité. Le paquet 3 est positivement déterminé par la durée de la période de soudure dans les ménages des enquêtés. Ce résultat montre que les producteurs dont les ménages connaissent de longues périodes de soudure préfèrent le paquet 3 au paquet 4. Les périodes de soudure plus longues traduisent la limitation de moyens de subsistance dans les ménages des producteurs concernés. Etant donné leur situation socio-économique, à défaut de réussir à l'améliorer de façon immédiate, il paraît raisonnable d'opter pour des paquets réduisant les écarts défavorables de niveau de production de moyens de subsistance d'une campagne

à l'autre. Le choix du paquet 3 par cette catégorie de producteurs semble s'appuyer sur ce raisonnement. En effet, selon les enquêtés, l'adoption du paquet 4, consiste à consentir un investissement pour générer des gains sur plusieurs campagnes agricoles. Généralement, la campagne au cours de laquelle l'engrais organique

est appliqué serait moins fructueuse que les campagnes suivantes. Par contre, l'application de l'engrais minéral permet d'obtenir des niveaux de récoltes assez proches d'une campagne à l'autre toute chose étant égale par ailleurs.

Tableau 4 : Déterminants d'adoption des paquets d'adaptation au changement climatique : Résultat du modèle Logit multinomial / Determinants of climate change adaptation packages: Multinomial logit model results

Variables	Paquet 1		Paquet 2		Paquet 3	
	Coef	dydx	Coef	dydx	Coef	dydx
SEX	0,928	0,187	-0,192	-0,143	-0,192 **	-0,035
DOW	-0,894	-0,154	-0,227**	0,005	-0,007	0,042
BANI	-0,012**	-0,143	-0,221	0,037	-0,148	-0,085
COZOC	0,047	0,011	0,232	0,036	0,286***	-0,044
AGE	-0,013	-0,002	0,014	0,001	-0,003***	-0,001
EXPER	-0,042***	-0,005	0,040**	0,002	0,033**	0,001
NIVIN	-0,210	-0,022	0,155	0,002	-0,313	-0,027
SDISM	-0,030***	-0,002	-0,035***	-0,002	-0,042***	-0,003
ACTIF	-0,128 ***	-0,018	-0,075***	-0,001	0,110**	0,006
SEMBM	0,035**	0,007	0,006***	0,002	0,002***	0,002
ASRE	-0,249***	-0,102	-0,463***	-0,058	-0,557**	-0,067
MODAT	-0,278**	-0,029	-0,376**	-0,031	-0,236*	-0,008
ACREDI	0,435	0,081	0,044	0,018	0,143	0,002
ACSV	-0,539	-0,131	0,122***	0,041	0,070	0,032
PERARE	0,401***	0,010	0,963**	0,082	0,788	0,058
PERIF	-0,419	-0,012	-0,552	-0,028	-0,945***	-0,094
DUPES	0,069	0,003	0,177	0,019	0,057)***	-0,00
_cons	0,862	0,187	0,720	0,143	0,412	0,035

Log likelihood = -153,312; Wald (66) = 78,60, Prob > Chi2 = 0,0000 ; R²=0,5316, *,** *** : niveau de significativité à 10 %, 5 % et 1 % respectivement. Coef : Coefficient ; dydx : Effet marginal, Paquet 4 : modalité de référence

3.2. Déterminants de l'indice d'efficacité-coût

Les résultats du modèle d'impact, montrent que le paramètre de l'inverse du ratio de Mills associé au paquet 2 est significatif au seuil de 1% (tableau 5). Ces résultats confirment l'existence du biais de sélection et indiquent que le modèle est bien ajusté aux données. En outre, ce coefficient de correction influe positivement sur l'indice d'efficacité-coût des producteurs adoptant le paquet 3. La nature de cette influence montre que les valeurs élevées d'indice d'efficacité-coût des adoptants du paquets 3 résultent en partie de l'auto-sélection des producteurs avec des caractéristiques non observables et défavorables (influence négativement l'indice d'efficacité), du paquet 3 pour le paquet 2. L'indice d'efficacité-coût est significativement expliqué par quatre variables explicatives pour les adoptants du paquet 1, du paquet 3, et du paquet 4 puis par cinq variables explicatives pour les adoptants du paquet 2. Une de ces variables (EXPER) influe sur la variable expliquée simultanément pour les adoptants des quatre paquets et une autre (ACREDI) détermine uniquement le paquet 4 pendant que six d'entre elles influencent l'indice d'efficacité-coût simultanément pour deux des paquets. Les

coefficients de la variable « EXPER » sont de signe négatif pour tous les paquets. Ces résultats montrent que l'expérience du producteur a un effet négatif sur l'efficacité-coût. L'une des raisons qui pourrait expliquer ce résultat est la caducité des leçons tirées à partir des expériences vécues par les producteurs. En effet, l'évolution des données qui influencent les performances agricoles étant de plus en plus dynamiques et complexes, les expériences vécues par ces producteurs peuvent ne plus correspondre aux réalités actuelles. Ainsi, partir de ces leçons pour allouer les facteurs de production peuvent s'avérer inefficace. L'effet négatif du crédit sur l'efficacité-coût est probablement lié à l'inadaptation des produits financiers à la spécificité de l'activité agricole. La nature de l'influence du sexe du producteur sur le niveau d'efficacité diffère suivant qu'il adopte le paquet 1 ou le paquet 3. En effet, l'indice d'efficacité des producteurs de sexe masculin est influencé négativement lorsqu'ils adoptent le paquet 1 et positivement lorsqu'ils choisissent le paquet 3. En effet, étant donné que les producteurs hommes font de l'agriculture leur activité principale, ils maîtriseraient mieux la pratique de la combinaison variétale que les femmes dont la

réussite pourrait dépendre de l'élimination du risque de mélange variétale. Quant à l'âge, il influe positivement sur les indices d'efficacité lorsque les producteurs sélectionnent les paquets 2 et 4. Les producteurs âgés auraient tiré des leçons des expériences accumulées au fil du temps et mises à jour pour identifier les paquets qui leur permettent d'allouer efficacement les facteurs de production. La superficie disponible des terres influence négativement l'indice d'efficacité-coût du groupe de producteurs adoptant les paquets 3 et 4. La disponibilité des terres est susceptible de motiver les producteurs à emblaver des superficies plus importantes que celles qu'ils sont capables d'entretenir. De ce fait, il est raisonnable que la disponibilité de terres affecte négativement le niveau d'efficacité-coût. Les producteurs dont les ménages sont caractérisés par un nombre d'actifs agricoles élevé, allouent moins bien les facteurs de production lorsqu'ils adoptent les paquets 2 et 3. La nature de l'influence des actifs agricoles sur l'efficacité est susceptible de varier suivant l'organisation de l'affectation des opérations entre les membres du ménage. En effet, la répartition et la coordination des opérations pourraient devenir complexe pour les chefs de ménage lorsque le nombre de membres actifs du ménage devient plus important. Cette difficulté du chef de ménage à répartir et à assurer que chacun des membres

contribue à la proportion espérée à la réalisation des opérations agricoles, peut résulter en inefficacité. Le niveau d'instruction et le mode d'accès direct à la terre déterminent négativement le niveau d'efficacité-coût de culture du maïs lorsque les producteurs optent pour les paquets 1 et 2. L'instruction est a priori un facteur d'amélioration de performance. Cependant, la nature de son influence peut changer si elle entraîne la consécration d'une partie de l'énergie requise à son activité à d'autres occupations. En effet, les producteurs instruits sont souvent ceux à qui des responsabilités sont confiées dans les organisations paysannes. Ces responsabilités les absorbent parfois au point d'entraîner leur absence dans leur exploitation ayant souvent comme conséquences des pertes de rendement. Quant au mode d'accès direct à la terre, son influence négative sur l'indice d'efficacité-coût peut s'expliquer par le niveau d'exigence de résultat auquel il correspond. En effet, comparativement au mode d'accès indirect qui fait appel à une contrepartie à verser au propriétaire, l'accès à la terre par le mode direct libère le producteur de toute obligation, qui pourrait se traduire par un relâchement du principe d'affectation efficiente des facteurs de production.

Tableau 5 : Déterminants de l'efficacité-coût

Table 5 : Determinants of allocative efficiency

Variables	Efficacité-coût			
	Paquet 1	Paquet 2	Paquet 3	Paquet 4
	Coef (Err std)	Coef (Err std)	Coef (Err std)	Coef (Err std)
GENR	-0,032 (0,136)**	0,061 (0,473)	0,061 (0,473)**	-0,019 (0,138)
AGE	-0,001 (0,003)	0,004 (0,026)***	0,004 (0,026)	0,005 (0,002)**
SDISM	-0,001 (0,003)	-0,001 (0,024)	-0,001 (0,024)***	-0,002 (0,002)**
ACTIF	-0,003 (0,023)	-0,009 (0,064)***	-0,009 (0,064)**	-0,012 (0,016)
NIVIN	-0,077 (0,133)**	-0,022 (0,257)**	0,022 (0,257)	-0,016 (0,032)
EXPER	-0,004 (0,002)***	-0,002 (0,021)***	-0,002 (0,021)***	-0,003 (0,001)***
CONVUL	-0,047 (0,177)	-0,072 (0,673)	-0,072 (0,673)	-0,055 (0,097)
ACREDI	0,001 (0,134)	0,040 (0,542)	0,040 (0,542)	-0,079 (0,076)**
MODAT	-0,079 (0,086)***	-0,014 (0,158)**	0,014 (0,158)	0,035 (0,061)
_m1	0,054 (0,428)	0,529 (0,169)	0,529 (20,16)	0,007 (0,37)
_m2	-0,075 (0,959)	0,039 (0,195)***	0,039 (10,19)**	0,376 (0,620)
_m3	0,065 (0,720)	-0,466 (0,142)	-0,466 (40,14)	-0,590 (00,005)
_m4	-0,005 (0,796)	-0,408 (0,139)	-0,408 (40,13)	0,0782 (0,215)
_cons	0,452 (0,435)	0,210 (0,134)	0,210 (20,13)	0,304 (0,223)
Sigma2	0,041 (0,180)	0,160 (10,119)**	0,160 (10,11)	0,222 (0,164)
rho1	0,266 (0,782)***	0,321 (30,28)	0,321 (30,28)	0,015 (0,076)
rho2	-0,370 (0,484)	0,098 (10,56)***	0,098 (10,56)	-0,797 (0,257)**
rho3	0,317 (0,340)	0,164 (60,04)	0,164 (20,04)**	00,251 (0,525)
rho4	-0,026 (0,299)*	0,021 (60,14)	0,021 (20,14)	0,165 (0,676)**

Nombre d'observation= 360 ; LR chi2 ; Wald (66) = 78,60, Prob > Chi2 = 0,0000 ; R²=0,5316, *, **, *** : niveau de significativité à 10 %, 5 % et 1 % respectivement, Coef : Coefficient ; Err std : Erreur standard

3.3. Impact des paquets d'adaptation sur l'indice d'efficacité-coût

Les effets d'hétérogénéité sont statistiquement significatifs au seuil de 1% (tableau 6). Ces résultats traduisent que d'autres sources non observables influencent le niveau de l'efficacité-coût de culture du maïs dans la zone d'étude et confirment l'hypothèse d'existence des effets d'hétérogénéité dans la spécification du modèle. L'analyse des variations du niveau d'efficacité-coût résultant de la sélection des paquets d'adaptation à travers le calcul de l'effet du traitement montre que le choix des paquets 1, 2 ou 3 entraîne une variation statistiquement significative au seuil de 1% et positive du niveau d'efficacité-coût de la culture du maïs comparativement au paquet 4. Ces résultats montrent qu'une partie de l'indice d'efficacité des adoptants des paquets 1, 2 ou 3, est obtenue du fait de la préférence de l'un de ces paquets comparativement au paquet 4. Les possibilités de rattrapage de la saison par la reprise du semis, de dispersion du risque de mauvaise récolte à travers le semis échelonné, d'ajustement à la réduction de la durée de la saison pluvieuse par le labour et le semis précoce puis l'adoption des variétés à cycle court et d'augmentation de la dose d'engrais minéral appliquée, partagées par ces trois paquets semble déterminants dans l'amélioration de l'indice d'efficacité-coût. Par ailleurs, l'ampleur de l'impact de chacun de ces trois paquets sur l'indice d'efficacité-coût varie d'un paquet à l'autre. En effet, les valeurs de l'ATT indiquent des variations

positives de l'indice d'efficacité-coût à des proportions de 10,720 %, 10,810% et 17,430% induites par l'adoption des paquets 1, 2 et 3 respectivement. Ces résultats montrent que le choix du paquet 3 induit une plus grande amélioration de l'indice d'efficacité que les paquets 1 et 2. Le paquet 3 présente la particularité de combiner les variétés de cycle court et moyen. L'avantage de cette combinaison pourrait résulter de la possibilité qu'à le producteur qui adopte le paquet 3, de faire correspondre de manière optimale les parcelles aux variétés. Par contre, l'impact qu'aurait eu l'adoption des paquets 1, 2 et 3 sur l'indice d'efficacité-coût des non-adoptants et d'enquêtés pris au hasard dans l'échantillon, ne suit pas le même ordre de grandeur que celui des adoptants. En effet, la distribution des valeurs de l'ATU (0,126 pour le paquet 1 contre respectivement 0,07 et 0,06 pour les paquets 2 et 3) et de l'ATE (0,059 pour le paquet 1 contre respectivement 0,0415 et 0,038 pour les paquets 2 et 3), montre que l'impact aurait été plus important si les non adoptants et tout individu de l'échantillon choisi au hasard optaient pour le paquet 1 que s'ils faisaient le choix des paquets 2 et 3. Ces résultats sont probablement liés au fait que la prise en main du paquet 1 est moins complexe pour le non adoptant que celle des paquets 2 et 3. En effet, l'étape de renouvellement des semences partagé par les paquets 2 et 3 fait appel à davantage de précautions pour se mettre à l'abris des mélanges variétaux sur les mêmes parcelles selon les producteurs.

Tableau 6 : Effets de traitement et d'hétérogénéité

Table 6 : Treatment and heterogeneity effects

Paquets	échantillons	Étape de décision		Effet de traitement		
		Adapter	Ne pas s'adapter	ATT, ATU, BH	ATT(%)	ATE
Paquet 1	Adoptant	0,3780	0,3414	ATT= 0,0366***	10,720	0,059**
	Non adoptant	0,502	0,376	ATU= 0,126***		
	Effets d'hétérogénéité	BH ₁ =-0,124	BH ₂ = -0,0346	BH= -0,089***		
Paquet 2	Adoptant	0,3783	0,3414	ATT= 0,0369***	10,810	0,0415***
	Non adoptant	0,481	0,411	ATU= 0,07 ***		
	Effets d'hétérogénéité	BH ₁ = -0,1027	BH ₂ = -0,0696	BH= -0,033***		
Paquet 3	Adoptant	0,4009	0,3414	ATT= 0,0595***	17,430	0,038***
	Non adoptant	0,379	0,319	ATU=0,06***		
	Effets d'hétérogénéité	BH ₁ =0,0219	BH ₂ =0,0220	BH= -0,0001		

4. Discussion

Les résultats de la présente étude ont montré que l'âge du producteur et l'accès au crédit influent respectivement positivement et négativement sur le niveau d'efficacité-coût de la culture du maïs dans la zone d'étude. Des résultats similaires ont été trouvés par Choukou *et al.*, (2017) qui ont indiqué que l'âge des producteurs améliore tandis l'accès au crédit détériore le niveau d'efficacité de la culture du maïs au Tchad, Biaou *et al.*, (2021) ont aussi signalé une relation négative entre l'accès au crédit et l'efficacité économique de culture de tomate de contre saison. Les producteurs les plus âgés sont aussi souvent expérimentés si bien qu'il est logique qu'ils optimisent leurs décisions actuelles sur la base des leçons tirées des vécus. Quant au crédit, on pourrait s'attendre à ce qu'il contribue à améliorer l'indice d'efficacité-coût de production du maïs, Mais pour cela il faut que les conditions d'octroi du crédit correspondent avec les besoins de l'activité, Ceci semble ne pas être le cas dans le cadre du présent travail.

Les résultats de la présente étude, sont en désaccord avec ceux de Ahouangninou *et al.*, (2020) qui ont trouvé que les maraîchers les plus jeunes allouent mieux les facteurs de production que leurs pairs plus âgés. Une des raisons pouvant expliquer cet écart est la spécificité des contraintes liées à chaque culture. En effet, l'un des facteurs de réussite dans le maraîchage est la durée de présence sur le site de production. Les résultats de Ahouangninou *et al.*, (2020) ont précisé que les jeunes maraîchers passent significativement plus de temps dans leur exploitation que les plus âgés. Ces résultats indiquent que le temps passé par le producteur dans son exploitation est déterminant pour atteindre des niveaux de performance plus intéressants pour certains types de culture. Ils suggèrent donc que les politiques de recherche intègrent le temps passé par le producteur dans son exploitation dans l'analyse des facteurs d'efficacité des systèmes de culture. De même, ils impliquent que les programmes d'accompagnement des producteurs, considèrent le temps nécessaire à passer dans l'exploitation comme l'un des facteurs contribuant essentiellement à la réussite des interventions. Quant au niveau d'instruction, il détermine négativement le niveau d'efficacité. Ces résultats sont conformes à ceux de Ahouangninou *et al.*, (2020) qui ont montré que le niveau d'instruction des maraîchers au Sud du Bénin affecte négativement leur niveau d'efficacité-coût. L'instruction est une variable qui devrait influencer positivement sur le niveau d'efficacité des systèmes de culture. Cependant, cette variable peut induire à une évolution défavorable de l'efficacité, si elle conduit à une sollicitation excessive du producteur. Il en est ainsi, du niveau d'engagement attendu des producteurs ayant ce profil, dans l'animation des coopératives. Le nombre d'actifs agricoles influe négativement sur le niveau d'efficacité dans cette étude. Ces résultats sont

corroborés par ceux de Mindingoyi (2010) qui a observé que le niveau d'efficacité diminue lorsque le nombre d'actifs agricoles augmente. Cependant, des travaux ont trouvé des résultats contraires, Biaou *et al.*, (2021) ont indiqué que le nombre d'actifs agricoles améliore le niveau d'efficacité de culture de la tomate de contre saison au Nord Est du Bénin. Une des raisons pouvant expliquer cet écart de résultats est le niveau de complexité relative de l'assurance qualité des opérations sur un seul site de production comparativement à plusieurs. En effet, étant donné que le maraîchage se fait sur des parcelles de petites superficies généralement installées sur un seul site de production tandis que les parcelles de culture du maïs sont généralement installées sur plusieurs sites, l'assurance qualité des opérations culturales sur les parcelles de maïs est censée être plus complexe que celle sur les parcelles de culture de la tomate. Ces résultats indiquent que la répartition des parcelles dans l'espace, est une variable d'intérêt lorsqu'il s'agit d'analyser les facteurs qui influent sur le niveau d'efficacité des systèmes de culture.

L'examen de l'impact des paquets d'adaptation sur l'efficacité-coût a montré que l'adoption des paquets incluant les variétés améliorées de cycle court, les combinaisons variétales et l'ajustement du calendrier agricole, entraîne un niveau d'efficacité supérieur à celle du paquet de conservation du sol et de diversification des cultures. Ces résultats sont conformes à ceux de Roco *et al.*, (2017) qui ont trouvé que l'ajustement du calendrier agricole affecte positivement le niveau d'efficacité de production agricole au centre du Chili. Ils montrent que l'ajustement du calendrier agricole fait partie des pratiques contribuant à une allocation optimale des ressources. De même, Abawiera *et al.*, (2016) ont signalé que la pratique d'augmentation de la dose d'application de l'engrais minéral améliorent le niveau d'efficacité de culture du maïs au Ghana. Dans le même ordre d'idées, Adzawla *et al.*, (2021) ont aussi indiqué que les pratiques de renouvellement de semences et d'augmentation de la dose d'application de l'engrais minéral améliorent le niveau d'efficacité de la culture du maïs tandis que les pratiques d'utilisation de la matière organique et d'adoption de variétés résistantes à la sécheresse influe négativement sur l'efficacité de l'affectation des ressources. Ces auteurs ont aussi identifié la pratique de rotation culturale comme favorisant l'amélioration du niveau d'efficacité conformément aux résultats de la présente étude qui indique que le paquet 2 fait partie des stratégies d'adaptation qui déterminent positivement le niveau de l'efficacité-coût. Ces résultats montrent que la nature des effets des pratiques de renouvellement de semences et d'augmentation de la dose d'application de l'engrais minéral, est conservée même lorsqu'elles sont combinées avec d'autres.

5. Conclusion

La réponse des producteurs agricoles au changement climatique se traduit par des combinaisons intelligentes d'instruments d'adaptation en vue d'atténuer ses effets néfastes. La qualité de ces réponses, varie d'une combinaison de pratiques à une autre. Les résultats de la présente étude menée dans les systèmes de culture du maïs au Nord-Est du Bénin, montrent que la valeur de l'indice d'efficacité-coût, varie non seulement en fonction des caractéristiques socioéconomiques des ménages des agriculteurs mais aussi en fonction du paquet d'adaptation qu'ils choisissent d'adopter. En effet, les paquets d'adaptation basés sur la sélection et/ou la combinaison variétales ont de meilleures performances économiques que les paquets de conservation du sol et de diversification des cultures. Ces résultats permettront d'orienter les acteurs de développement sur les principaux composants des paquets d'adaptation au changement climatique à activer et les conditions requises pour concilier les performances économiques à la conservation de la biodiversité dans le cadre de la promotion d'une agriculture durable.

CONTRIBUTIONS DES AUTEURS

Rôles	Noms des auteurs
Conception de l'étude	P. Y. Adégbola, J. A. Yabi
Collecte des données	O. I. Ayédèguè
Analyse des données	O. I. Ayédèguè, P. Y. Adégbola
Acquisition de financement	O. I. Ayédèguè
Méthodologie	O. I. Ayédèguè, P. Y. Adégbola
Gestion du projet	O. I. Ayédèguè, P. Y. Adégbola
Supervision	P. Y. Adégbola, J. A. Yabi
Rédaction manuscrit initial	O. I. Ayédèguè
Révision et édition manuscrit	O. I. Ayédèguè, P. Y. Adégbola, J. A. Yabi

CONFLIT D'INTERET

Les auteurs n'ont déclaré aucun conflit d'intérêt.

REFERENCES

- Abawiera W. C. & Dadson A. 2016. Technical efficiency of maize farmers in Ghana. *Discourse Journal of Agriculture and Food Sciences* 4(3) : 17-30.
- Adzawla W. & Alhassan H. 2021. Effects of climate adaptation on technical efficiency of maize production in Northern Ghana. *Agricultural and Food Economics* 9 (1) : 1-18. <https://doi.org/10.1186/s40100-021-00183-7>
- 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, économique. *Agronomie Africaine* 32 (2) : 135-149.
- Akpo F. I. Dohou M. D. Houessingbe Z. & Yabi J. A. 2021. Analyse comparative des systèmes de production de soja basés sur l'utilisation de l'inoculum dans un contexte de gestion durable des terres au Centre du Bénin. *International Journal of Innovation and Applied Studies* 32 (2) : 230-239. <http://www.ijias.issr-journals.org>
- Altieri M. A. Nicholls C. I. Henao A. & Lana M. A. 2015. Agroecology and the design of climate change-resilient farming systems. *Agronomy for Sustainable Development*. 35: 869-890. <https://doi.org/10.1007/s13593-015-0285-2>
- Ayedegue O. I. Yabi J. A. & Adégbola P. Y. 2021. Analyse des paquets d'adaptation au changement climatique au Nord Est du Bénin. *Afrique Science* 19 (04) : 62-77.
- Baco M. N. 2019. La place actuelle du maïs dans les exploitations agricoles du Nord-Bénin. *Bulletin de la Recherche Agronomique du Bénin (BRAB)* 2 : 19-30.
- Biaou P. 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 Agronomiques* 11 (2) : 27-38. <https://doi.org/10.56109/aup-sna.v11i2.26>
- Bricas N. Tchamda C. & Mouton F. 2016. L'Afrique à la conquête de son marché alimentaire intérieur. Enseignements de dix ans d'enquêtes auprès des ménages d'Afrique de l'Ouest, du Cameroun et du Tchad. AFD collection. Paris. France.
- Bourguignon F. Fournier M. & Gurgand M. 2007. Selection Bias Corrections Based on the Multinomial Logit Model : Monte-Carlo Comparisons. *J. Econ. Surveys* 21 :174-205. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2007.00503.x>
- Carter D.W. & Milon J.W. 2005. Price Knowledge in Household Demand for Utility Services. *Land Economics* 81 : 265-283. <https://doi.org/10.3368/le.81.2.265>
- Chefebo D. E. Tefera G. E. & Tafa B. E. 2020. Analysis of technical efficiency and its potential determinants among smallholder tomato farmers in Siltie Zone, Southern Ethiopia. *Research Square*, 26p. <https://doi.org/10.21203/rs.3.rs-70021/v1>.
- Choukou M. M. Zannou A. Biaou G. & Ahohuendo B. 2017. Analyse de l'efficacité économique d'allocation des ressources dans la production du maïs au Kanem-Tchad. *Rev. Mar. Sci. Agron. Vét.* 5 (2) : 200-209.

- Davranche A. & Taïbi A. N. 2015. Les changements d'occupation et d'usage du sol, des processus multidimensionnels complexes qui affectent la biodiversité. Mathevet R., Godet L. Pour une géographie de la conservation. L'Harmattan 16p. <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01226543>
- Debertain D. L. Clouser R. L. & Huie J. M. 1986. Rural poverty funding for Education and public policy. *Policy Studies Journal* 15 (2) : 327-338. <https://doi.org/10.1111/j.1541-0072.1986.tb00717.x>
- Di Falco S. Véronesie M. & Yesuf M. 2011. L'adaptation au changement climatique assure-t-elle la sécurité alimentaire ? Une micro-perspective d'Éthiopie. *American Journal of Agricultural Economics* 93 : 829-846. <https://doi.org/10.1093/ajae/aar006>
- Di Falco S. & Veronesi M. 2013. How can African Agriculture adapt to climate change ? A Counterfactual Analysis from Ethiopia. *Land Economics* 89(4) : 743-766. <https://doi.org/10.3368/le.89.4.743>
- Doukpolo B. 2014. Changements climatiques et productions agricoles dans l'Ouest de la République Centrafricaine. Laboratoire Pierre Pagny. Climat, Eau, Ecosystème et Développement. 333p.
- Droy I. & Bidou J. 2022. Sortir de l'invisibilité : inégalités de genre dans les agricultures familiales en Afrique de l'Ouest. *Mondes en développement* 197 : 21-40. <https://doi.org/10.3917/med.197.0025>
- Eakin H. C. Lemos M. C. & Nelson D. R. 2014. Differentiating capacities as a means to sustainable climate change adaptation. *Global Environmental Change* 27 : 1-8. <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2014.04.013>
- Ellis F. 1993. Peasant economics : Farm households in agrarian development. 23. Cambridge University Press.
- FAO. PAM. FIDA. 2019. Analyse des pertes alimentaires : causes et solutions. Études de cas sur le sorgho, le maïs, le niébé au Burkina Faso. Organisation des Nations Unies pour l'Alimentation et l'Agriculture, Rome, Italy. 218p. <https://doi.org/10.4060/ca7334fr>
- Gbetibouo G. A. 2009. Understanding farmer's perceptions and Adaptations to Climate Change and viability : The case of the Limpopo Basin. South Africa. IFPRI Discussion Paper (00849) : 41.
- Goutaine S. 2017. Influence des variabilités pluviométriques sur la variation des prix des produits agricoles dans le MAYO-KEBBI. *Revue Ivoirienne de Géographie des savanes* 3 : 107-117.
- Houngnibo M. Alhassan A. Traore S. & Houeto A. 2020. Tendances des paramètres agro climatiques au Bénin. METEO Bénin. https://meteobenin.bj/wp-content/uploads/2020/03/Poster_trend-3.pdf
- Institut National de la Statistique et de la Démographie (INStAD). 2018. Publication annuelle des statistiques agricoles. <https://instad.bj/publications/publications-annuelles>.
- Jalloh A. Nelson G. C. Thomas T. S. Zougmoré R. B. & Roy-Macauley H. 2013. West African agriculture and climate change : A comprehensive analysis. IFPRI Research Monograph. International Food Policy Research Institute, Washington, United States. 408p. <http://dx.doi.org/10.2499/9780896292048>
- Keane M. P. 1992. A note on identification in the multinomial probit model. *Journal of Business and Economic Statistics* 10 : 193-200. <https://doi.org/10.1080/07350015.1992.10509898>
- Khanal U. Wilson C. Hoang VN. & Lee B. 2018. Farmers' Adaptation to Climate Change : Its determinants and impacts on rice yield in Nepal. *Ecological Economics* 144 : 139-147. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2017.08.006>
- Lee L. & Trost R. P. 1978. Estimation of some limited dependent variable models with application to housing demand. *Journal of Econometrics* 8 (3) : 357-382. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(78\)90052-0](https://doi.org/10.1016/0304-4076(78)90052-0)
- Midingoyi G. S. 2010. Analyse des déterminants de l'efficacité de la production cotonnière au Bénin : cas des départements de l'Alibori et de l'Atacora. Thèse de Master complémentaire en Economies et Sociologie Rurale, Gembloux Faculté universitaire des sciences agronomiques (Belgique) : 90p.
- Midingoyi G. S. K. 2008. Analyse des déterminants de l'efficacité de la production cotonnière au Bénin : Cas des départements de l'Alibori et de l'Atacora. Mémoire de Master. Académie Universitaire de Wallonie-Europe. Gembloux. 77p.
- Okello D.M. Bonabana-Wabbi. J. & Mugonola B. 2019. Farm level allocative efficiency of rice production in Gulu and Amuru districts. Northern Uganda. *Agric Econ* 7 (1) : 1-19. <https://doi.org/10.1186/s40100-019-0140-x>.
- Organisation de Coopération et de développement Economiques (OCDE). 2015. Agricultural Policy Monitoring and Evaluation. Available on <https://www.oecd.org/tad/agricultural-policies/monitoring-evaluation>. Accessed 2017/02/05.
- OXFAM. 2012. La terre se réchauffe. Les prix flambent. Rapport thématique. Oxfam GB, Oxford, United Kingdom. 16p.
- Programme intégré d'adaptation pour la lutte contre les effets néfastes des changements climatiques sur la production agricole et la sécurité alimentaire au Bénin (PANÁ). 2014. Rapport d'évaluation en vue de la sélection des techniques et technologies les plus pertinentes pour le renforcement des capacités d'adaptation en agriculture dans les quatre zones agro écologiques les plus vulnérables. ISBN : 978-99919-0-254-8.

- Roco L. Bravo-Ureta B. Engler A. & Jara-Rojas R. 2017. The Impact of Climatic Change Adaptation on Agricultural Productivity in Central Chile : A Stochastic Production Frontier Approach. *Sustainability* 9 : 1-16. <https://doi.org/10.3390/su9091648>
- Schlenker W. & Lobell D. B. 2010. Robust negative impacts of climate change on African agriculture. *Environmental Research Letters* 5 (1) : 1-8. <https://doi.org/10.1088/1748-9326/5/1/014010>
- Siéwé Pougoue B. Manu I. Labiyi I. & Bokossa T. 2019. Efficacité technique des exploitations avicoles productrices d'œufs au sud du Bénin. *Revue d'Élevage et de Médecine Vétérinaire des Pays Tropicaux* 72 (1) : 23-32. <https://doi.org/10.19182/remvt.31728>
- Sissinto-Gbenou E. Adegbola P. Zossou S. Kouton-Bognon B. & Biaou G. 2022. Adoption and disadoption of the improved clay granary for maize storage : evidence from the northern and central regions of Benin. *Food security* 14 (6) : 1-6. <https://doi.org/10.1007/s12571-022-01297-6>.
- Tangara M. B. Traore B. & Doumbia D. 2021. Mesure de l'efficacité technique des riziculteurs de la région de Segou au Mali. *Revue Malienne de science et de technologies* 25 (2) : 1987-1031.
- Traore B. Corbeels M. Wijk M. T. V. Rufino M. C. & Giller K. E. 2013. Effets de la variabilité climatique et du changement climatique sur la production agricole au sud du Mali. *Revue Européenne d'Agronomie* 49 : 115-125.
- Vodounou J. B. K. & Doubogan Y. O. 2016. Agriculture paysanne et stratégies d'adaptation au changement climatique au Nord-Bénin. *European Journal of Geography* 27. <http://journals.openedition.org/cybergeog/27836>.
- Waha K. Müller C. Bondeau A. Dietrich JP. Kurukulasuriya P. Heinke J. *et al.* 2013. Adaptation to climate change through the choice of cropping and sowing date in sub-Saharan Africa. *Global Environmental Change* 23 (1) : 130-143. <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2012.11.001>
- Wassihun A. N. Koye T. D. & Koye A. D. 2019. Analysis of technical efficiency of potato (*Solanum tuberosum* L.). Production in Chilga District. Amhara national regional state. Ethiopia. *Journal of economic structures* 8 (1) : 1-18. <https://doi.org/10.1186/s40008-019-0166-y>
- Wheeler T. & Braun J. V. 2013. Impacts du changement climatique sur la sécurité alimentaire mondiale. *Science* 341 : 508-513. <https://doi.org/10.1126/science.1239402>
- Willy D. K. & Holm-Müller K. 2013. Social influence and collective action effects on farm level soil conservation effort in rural Kenya. *Ecological Economics* 90 : 94-103. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2013.03.008>
- Zavale H. Mabaya E. & Christy R. 2005. Smallholders' cost efficiency in Mozambique : Implications for improved maize seed adoption. Cornell University. Charles H. Dyson School of Applied Economics and Management. Ithaca, NY. Staff Paper 5 (4) : 1-25. <https://doi.org/10.22004/ag.econ.121066> <https://doi.org/10.22004/ag.econ.121066>

Cet article en libre accès est distribué sous une licence Creative Commons Attribution (CC BY 4.0).

© Le(s) Auteur(s).

La propriété des droits d'auteurs sur le contenu des articles publiés dans les Annales de l'Université de Parakou Série « Sciences Naturelles et Agronomie » (AUP-SNA) demeure à leurs auteurs. Ils sont libres de partager - copier et redistribuer le matériel sur n'importe quel support ou format.

La Série « Sciences Naturelles et Agronomie » (ISSN : 1840-8494 / eISSN : 1840-8508) des Annales de l'Université de Parakou est publiée par l'Université de Parakou au Bénin.

Publier avec la revue AUP-SNA garantit :

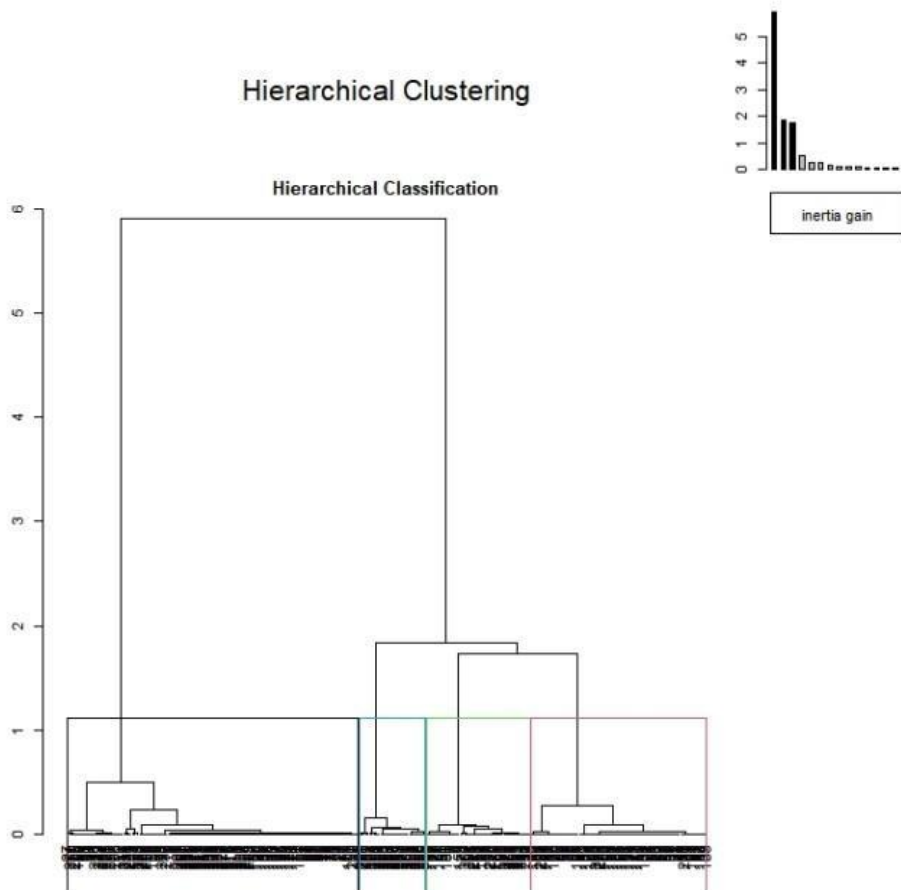
- Une rapidité du processus éditorial grâce à sa gestion entièrement en ligne ;
- Un accès immédiat à votre article dès sa publication en ligne ;
- Un lien durable et permanent à votre article grâce au DOI ;
- Une grande visibilité sur Internet ;
- La conservation des droits d'auteur de votre article ;
- La possibilité de partager votre article dans vos réseaux, sans restriction ;
- Des frais de publications très réduits ;
- Des remises sur les frais de publications pour les évaluateurs de la revue.

The logo for the journal 'SNA' (Sciences Naturelles et Agronomie) is displayed in a bold, green, sans-serif font. The letters 'S', 'N', and 'A' are spaced out and have a slight shadow effect.

Soumettez votre manuscrit
sur <https://sna.fa-up.bj/>

Matériel supplémentaire / Supplementary material

Matériel supplémentaire S1: Classification automatique des paquets d'adaptation au changement climatique



Matériel supplémentaire S2: Corrélation entre les variables et chacune des classes

Variabes	v-test	Mean in category	Overall mean	sd in category	Overall sd	P value
CLUSTER 1						
ADENPES	7,388790	1,00000000	0,5278689	0,0000000	0,4992227	1,481e-13
VACOU	7,149215	1,00000000	0,5442623	0,0000000	0,4980370	8,727e-13
SEMECH	7,008598	1,00000000	0,5540984	0,0000000	0,4970648	2,407e-12
LASEPRE	6,561237	0,98039216	0,5639344	0,1386484	0,4958955	5,336e-11
RESEM	5,303671	0,88235294	0,5442623	0,3221897	0,4980370	1,134e-07
INTRENO	-2,383322	0,01960784	0,1180328	0,1386484	0,3226469	1,715e-02
SIVA	-2,812919	0,00000000	0,1147541	0,0000000	0,3187250	4,909e-03
JACH	-8,121959	0,33333333	0,7704918	0,4714045	0,4205166	4,587e-16
DIVMISOPE	-11,361134	0,09803922	0,7377049	0,2973677	0,4398822	6,529e-30
PRODIFSIT	-13,693806	0,01960784	0,7639344	0,1386484	0,4246629	1,105e-42
VACM	-16,296466	0,00000000	0,8131148	0,0000000	0,3898194	1,045e-59
CLUSTER 2						
INTRENO	16,030613	0,96969697	0,1180328	0,1714198	0,3226469	7,810e-58
SIVA	15,712944	0,93939394	0,1147541	0,2386063	0,3187250	1,233e-55
RESEM	5,557285	1,00000000	0,5442623	0,0000000	0,4980370	2,740e-08
LASEPRE	5,340365	1,00000000	0,5639344	0,0000000	0,4958955	9,275e-08
VACOU	5,187769	0,96969697	0,5442623	0,1714198	0,4980370	2,128e-07
SEMECH	5,077740	0,96969697	0,5540984	0,1714198	0,4970648	3,819e-07
ADENPES	5,006236	0,93939394	0,5278689	0,2386063	0,4992227	5,550e-07
RENOUSE	4,897732	0,96969697	0,5704918	0,1714198	0,4950060	9,694e-07
ROCU	-10,689778	0,03030303	0,7704918	0,1714198	0,4205166	1,136e-26
CLUSTER 3						
VACOU	8,726403	0,9325843	0,5442623	0,2507406	0,4980370	2,628e-18
RESEM	8,726403	0,9325843	0,5442623	0,2507406	0,4980370	2,628e-18
RENOUSE	8,694879	0,9550562	0,5704918	0,2071808	0,4950060	3,471e-18
SEMECH	8,522003	0,9325843	0,5540984	0,2507406	0,4970648	1,568e-17
ROCU	8,494556	0,8876404	0,5081967	0,3158083	0,4999328	1,986e-17
LASEPRE	8,320104	0,9325843	0,5639344	0,2507406	0,4958955	8,788e-17
ADENPES	8,065614	0,8876404	0,5278689	0,3158083	0,4992227	7,286e-16
PRODIFSIT	5,925351	0,9887640	0,7639344	0,1054026	0,4246629	3,116e-09
VACM	5,042987	0,9887640	0,8131148	0,1054026	0,3898194	4,583e-07
SIVA	-4,029555	0,00000000	0,1147541	0,0000000	0,3187250	5,588e-05
INTRENO	-4,094303	0,00000000	0,1180328	0,0000000	0,3226469	4,234e-05
CLUSTER 4						
DIVMISOPE	8,032253	0,96969697	0,7377049	0,1714198	0,4398822	9,569e-16
VACM	7,301503	1,00000000	0,8131148	0,0000000	0,3898194	2,845e-13
JACH	7,214699	0,96969697	0,7704918	0,1714198	0,4205166	5,405e-13
PRODIFSIT	4,119082	0,87878788	0,7639344	0,3263736	0,4246629	3,803e-05
SIVA	-4,035430	0,03030303	0,1147541	0,1714198	0,3187250	5,450e-05
INTRENO	-4,498743	0,92272727	0,1180328	0,1490327	0,3226469	6,835e-06
ROCU	-10,404423	0,16666667	0,5081967	0,3726780	0,4999328	2,366e-25
RENOUSE	-12,424635	0,16666667	0,5704918	0,3726780	0,4950060	1,921e-35
RESEM	-15,48526	0,03787879	0,5442623	0,1909031	0,4980370	4,362e-54
LASEPRE	-15,92364	0,04545455	0,5639344	0,2082989	0,4958955	4,343e-57
ADENPES	-16,103949	0,00000000	0,5278689	0,0000000	0,4992227	2,393e-58
SEMECH	-16,281172	0,02272727	0,5540984	0,1490327	0,4970648	1,342e-59
VACOU	-16,643603	0,00000000	0,5442623	0,0000000	0,4980370	3,367e-62