

Productivité agricole et sécurité alimentaire des ménages agricoles du Bénin: Approche des orthodoxes

[Agricultural productivity and food security of agricultural households in Benin: orthodox approach]

Dimon E. Yaï¹, Jacob A. Yabi², Gauthier Biauou³, Anne Floquet⁴, and Pamphile Degla⁵

¹Ecole Doctorale des Sciences Agronomiques et Eau, Université de Parakou, Laboratoire d'Analyses et de Recherches sur les Dynamiques Economiques et Sociales (LARDES), Parakou, Benin

²Faculté d'Agronomie, Université de Parakou, Laboratoire d'Analyses et de Recherches sur les Dynamiques Economiques et Sociales (LARDES), Parakou, Benin

³Rectorat, Université Nationale d'Agriculture, Abomey-Calavi, Benin

⁴Direction, Centre Universitaire d'Enseignement Professionnel, Djougou, Laboratoire d'Analyse sur les Dynamiques Sociales et de Développement (LADyD), Abomey-Calavi, Benin

⁵Faculté d'Agronomie, Université de Parakou, Laboratoire d'Analyses et de Recherches sur les Dynamiques Economiques et Sociales (LARDES), Parakou, Benin

Copyright © 2020 ISSR Journals. This is an open access article distributed under the ***Creative Commons Attribution License***, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

ABSTRACT: Although Agricultural productivity is often associated with food security, the causal links between agricultural productivity and food security are less explored. The objective of this study is to test the approach of orthodox economists that agricultural productivity reduces food insecurity. The data used are collected from 240 agricultural households in the communes of Kérou and Boukombé in the department of Atacora in Benin, chosen by the random method, where at least eight (08) out of ten (10) agricultural households are food insecure. The theoretical basis of this study is focused on the causal relationships between agricultural productivity and food security. The estimation methods are done using the ordinary logit regression model. The results showed that the pathway to food insecurity is partly related to the number of children, the informal agricultural contract, the borrowing of food crops and the sale of agricultural assets. In addition to the determinants of food insecurity, the agricultural productivity reduces household food insecurity by 2.2601 at p-value of 1%. The policy of increasing agricultural productivity would be effective in achieving food security for Benin's farming household by 2030. The orthodox versus heterodox approach of the causal relationships links between agricultural productivity and food insecurity would be analysed in another paper.

KEYWORDS: Agricultural productivity, food insecurity, causality, logit.

RESUME: Bien que la productivité agricole soit souvent associée à la sécurité alimentaire, les liens de causalités entre la productivité agricole et la sécurité alimentaire sont moins explorés. Cette étude a pour objectif de tester l'approche des économistes orthodoxes selon laquelle la productivité agricole du ménage réduit l'insécurité alimentaire. Les données utilisées sont collectées auprès de 240 ménages sélectionnés aléatoirement à Boukombé et à Kérou dans le département de l'Atacora au Bénin, où au moins huit (08) ménages agricoles sur dix (10) souffrent de l'insécurité alimentaire. La base théorique de cette étude est portée sur les relations de causalités entre la productivité agricole et la sécurité alimentaire. Les méthodes

d'estimation sont faites à l'aide du modèle de régression logit. Les résultats ont montré que la voie vers l'insécurité alimentaire est en partie liée au nombre d'enfants, au contrat agricole informel, à l'emprunt des vivriers et à la vente des actifs agricoles. En plus des déterminants de l'insécurité alimentaire, la productivité agricole diminue de 2,2601 l'insécurité alimentaire du ménage au seuil de 1%. La politique d'accroissement de la productivité agricole serait efficace pour la réalisation de la sécurité alimentaire des ménages agricoles du Bénin d'ici 2030. L'approche orthodoxe versus hétérodoxe des liens de causalités réciproque serait analysée dans un autre papier.

MOTS-CLEFS: Productivité agricole, insécurité alimentaire, causalité, logit.

1 INTRODUCTION

L'agriculture dans certains pays africains a été caractérisée par une baisse de la productivité [1], [2]. Cette baisse de la productivité devient progressive surtout dans la décennie de 2010-2020 [3]. Comme conséquence, les ménages souffrant d'insécurité alimentaire sont accrus et la grande partie des populations agricoles, orientés vers le champ, vivent sans satisfaire leurs besoins alimentaires ([4], [3]).

La référence [5] montre l'existence des liens positifs entre l'insécurité alimentaire, la faible productivité agricole et les inégalités dans la distribution des aliments en utilisant les statistiques descriptives. Les références [6], [7] et [8] démontrent, dans la même suite, que l'accroissement de la production est nécessaire à la réduction de la pauvreté mais non suffisante pour la réalisation de la sécurité alimentaire. La lutte contre l'insécurité alimentaire passe également par l'accroissement de la productivité qui est le garant de l'offre et de la disponibilité alimentaire. Elles montrent que la productivité agricole réduit l'insécurité alimentaire du ménage.

Les références [9], [10], par contre, montrent que l'activité agricole est rentable dans le nord du Bénin. Cette rentabilité constitue un potentiel qui devrait améliorer la productivité et la sécurité alimentaire du ménage auquel appartient les producteurs [11]. On constate que toutes ces études conduites au Bénin n'ont pas analysé l'effet de la productivité agricole sur la sécurité alimentaire. Cette étude se permet de combler cette insuffisance de la littérature sur le Bénin.

Paradoxalement, dans le département de l'Atacora et en particulier dans les communes de Boukombé et Kérou, les institutions internationales et les organismes de développement reconnaissent que la faim et l'insécurité alimentaire sont les principales caractéristiques du ménage agricole, et se proposent de réduire la proportion de personnes extrêmement pauvres et affamées d'ici 2030 [12].

Bien que de multiples projets agricoles introduisent des transformations socio-économiques importantes dans ces communes depuis les années 1990, le taux de pauvreté et d'insécurité alimentaire reste loin celui idéal théorique pour atteindre les Objectifs du Développement Durable (ODD). Les taux de pauvreté multidimensionnelle respectifs sont 70 et 70,48 % à Boukombé et Kérou dans l'Atacora au Bénin [13]. Au moins 8 ménages sur 10 souffrent d'insécurité alimentaire sévère, soit un taux d'insécurité alimentaire estimé à 80%. Ce taux est largement au-dessus de la moyenne nationale estimé à 35% [13].

L'insécurité alimentaire est définie comme l'incapacité du ménage d'avoir accès aux aliments, en tout temps et en tout lieu, en quantité et qualité suffisante pour une alimentation saine et nutritive [14], [15]. L'insécurité alimentaire des ménages agricoles pourrait être le reflet d'une pauvreté qui est un phénomène de masse qui tend à se multiplier et se transmettre d'une génération à une autre. La pression démographique, les fluctuations des prix et l'insécurité sociopolitique sont parfois citées comme les causes de l'insécurité alimentaires dans les zones rurales [16], [17], [18].

Réduire l'insécurité alimentaire à la pauvreté serait une erreur scientifique. La pauvreté elle-même a pour origine la faible productivité agricole. En utilisant une approche basée sur l'approche orthodoxe versus hétérodoxe des liens de causalités réciproque entre la productivité et l'insécurité alimentaire, cette recherche a pour objectif de tester l'approche des économistes orthodoxes selon laquelle la productivité agricole réduit l'insécurité alimentaire du ménage.

2 CADRE ANALYTIQUE DES LIENS DE LA PRODUCTIVITE AGRICOLE ET D'INSECURITE ALIMENTAIRE DU MENAGE AGRICOLE

La référence [19] démontre qu'il y a un consensus d'accroître la production agricole en préservant l'environnement, pour permettre à l'agriculture de fournir les subsistances de bases à la population. Par contre, l'impératif d'augmenter la productivité agricole est moins évident. L'augmentation de la production agricole est la résultante de deux principaux éléments: la quantité de facteurs de production (terre, capital, travail) mobilisée et l'efficacité du processus de production [19].

La productivité mesure le second élément. On note deux controverses des orthodoxes et les hétérodoxes sur les liens de causalités univoque ou réciproque entre la productivité agricole et la sécurité alimentaire.

Pour les économistes d’une vision orthodoxe des relations de causalité entre la productivité agricole et l’insécurité alimentaire des ménages agricoles, une hausse de la productivité peut, en théorie, accroître à la fois le revenu des producteurs et le pouvoir d’achat des consommateurs ([20], [21]), grâce à la maîtrise unitaire des coûts de production. La productivité stimule la production et la consommation et constitue, de ce fait, un socle potentiel de la croissance économique, de la progression du niveau de vie à moyen terme ([22], [19]) et de la réalisation de faim zéro dans le monde [23]. Accroître la productivité agricole devient un enjeu pour beaucoup de pays en développement, où l’agriculture occupe un grand nombre d’actifs et où la propension marginale à consommer des ménages reste élevée. La référence [24] montre que l’accroissement des rendements des produits vivriers et animaux traduit, systématiquement et immédiatement, la baisse de l’insécurité alimentaire du ménage agricole (figure 1).

Par contre, pour d’autres économistes, porteurs d’une vision hétérodoxe, l’accès universel à une alimentation saine et équilibrée n’est pas toujours systématique suite à l’accroissement de la productivité agricole [25], [26], [27]. En outre, la plupart des auteurs hétérodoxes, depuis les travaux pionniers de [25], montrent que l’insécurité alimentaire affecte la productivité agricole par le canal de la nutrition et de la santé du ménage. Pour les références [28] et [29], l’insécurité alimentaire affecte la productivité par les canaux de mauvais état de santé.

En outre, pour la référence [30], il existe des caractéristiques du ménage, des conditions climatiques et la raréfaction des ressources qui constituent des contraintes à l’augmentation de la productivité agricole et à l’agriculture de nourrir la planète terre. Elles deviennent des questions de la sécurité alimentaire quand elles s’appliquent en Afrique de l’Ouest [2]. Malgré qu’un ménage ait un niveau de productivité élevé, il peut être en insécurité alimentaire lorsqu’il dispose de nombreux d’enfants dans son ménage ou de malades. Par ailleurs, les économistes hétérodoxes trouvent que les revenus de la vente des produits agricoles assurent pleinement la sécurité alimentaire lorsqu’ils sont utilisés principalement pour l’achat des biens alimentaires [4], [31].

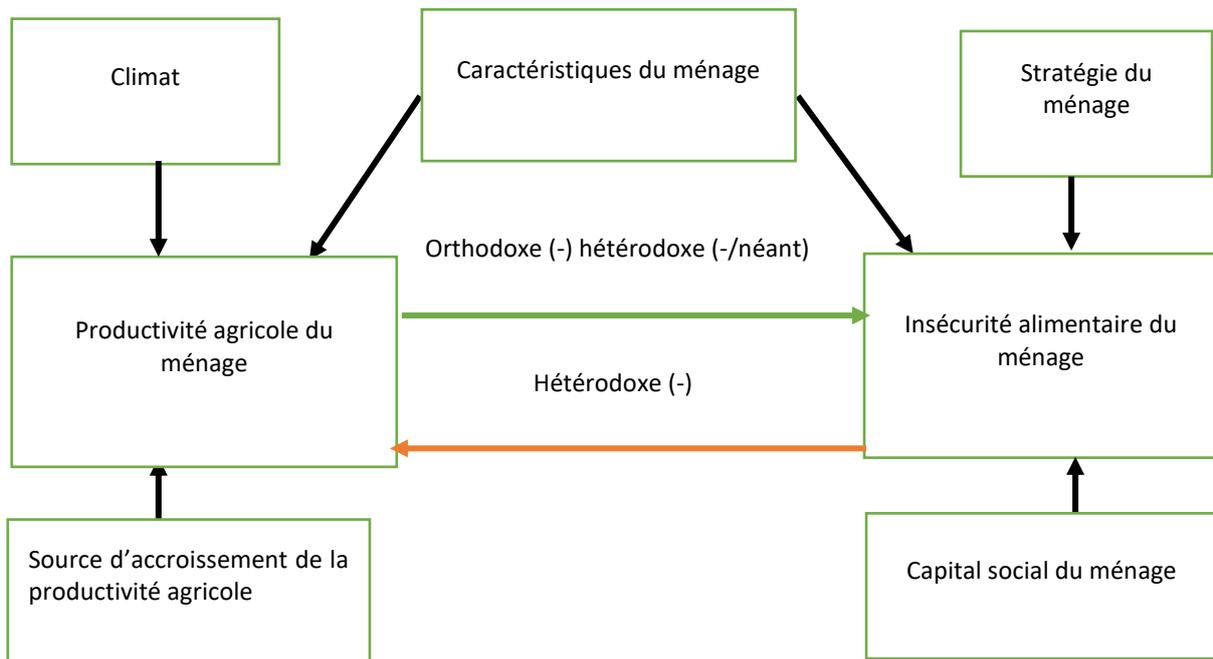


Fig. 1. Cadre analytique des liens de causalité réciproque entre la productivité agricole et l’insécurité alimentaire

3 METHODE D’ANALYSE DES DONNEES

3.1 SITE DE L’ETUDE

L’étude s’est déroulée dans les communes de Boukombé et Kérou, situées dans le département de l’Atacora au Nord-Ouest du Bénin. Le département s’étend sur une superficie de 20 499 km² [32]. Sur le plan de la pauvreté multidimensionnelle, le

département montre des taux d'au moins 50% avec en tête les communes de Boukombé (70,8%) et de Kérou (70,4%). Le taux de l'insécurité alimentaire reste supérieur à 74,8 %.

Située au Nord-Ouest du département de l'Atacora, la commune de Boukombé est localisée entre 10° et 10°40' de la latitude Nord et 0°74' et 1°30' de la longitude Est et elle couvre une superficie de 1 036 Km² dont 342 km² sont cultivables, soit environ 33 %. Elle est limitée au Nord-Est par la commune de Tanguiéta, au Nord-Ouest par celle de Cobly, au Sud par la commune de Natitingou, à l'Est par la commune de Toucountouna et à l'Ouest par la République du Togo.

La commune de Boukombé est caractérisée par une saison pluvieuse d'avril à octobre, d'une saison sèche allant de novembre à mars et est sous un climat de type soudano guinéen. La pluviosité moyenne est 1 100 mm et de précipitations irrégulièrement réparties tout au long de la saison pluvieuse, ce qui constitue une entrave pour le développement de l'agriculture. Le réseau hydraulique est composé de deux fleuves et vingt-deux sources et la commune compte une population de 82 450 habitants.

Située au Nord-Est du département de l'Atacora, la commune de Kérou est limitée au nord par la République du Burkina Faso, à l'Est par les communes de Banikoara et de Gogounou dans le département de l'Alibori, au Sud-Est par la commune de Sinendé dans le département de l'Alibori et au Sud par la commune de Péhunco [13]. A l'Ouest, elle fait frontière avec la commune de Kouandé et au Nord-Ouest elle est limitée par la commune de Tanguiéta. La commune de Kérou est irriguée par deux rivières permanentes, le Mékrou et la Pendjari, avec de nombreux affluents. A l'Est les affluents de l'Alibori irriguent la commune [13]. La commune compte une population de 89 265 habitants distribués dans quatre arrondissements (Kérou centre, Brignamaro, Firou et Koabagou), 28 villages/quartiers de ville.

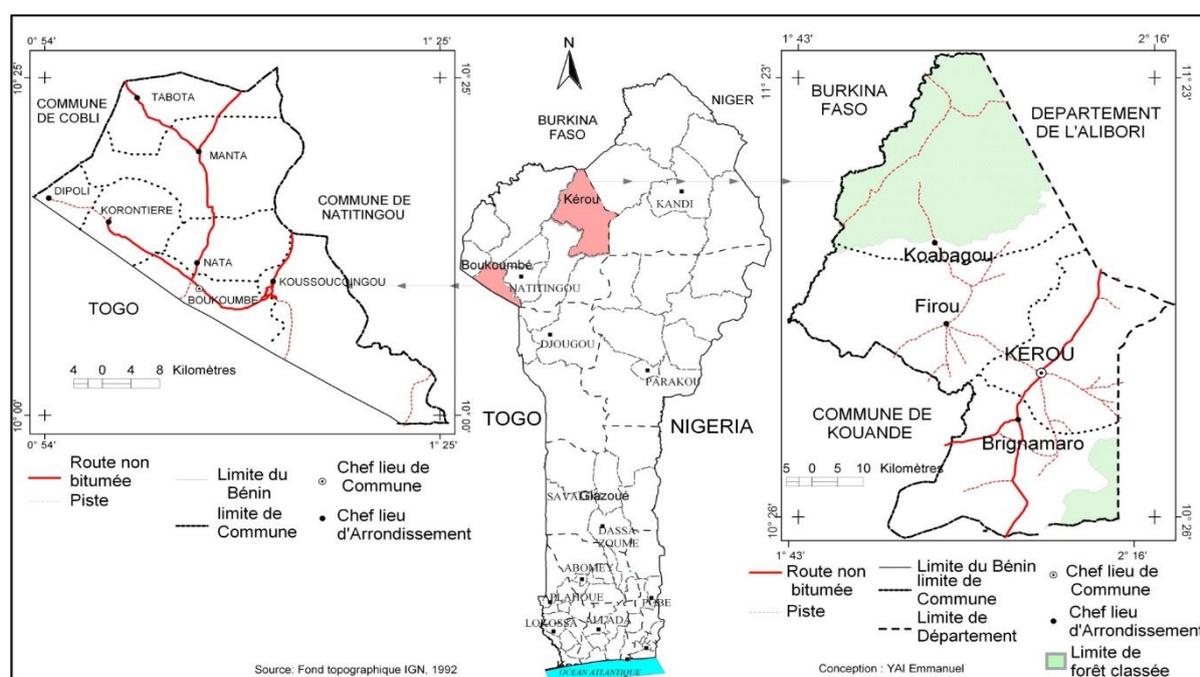


Fig. 2. Carte de géolocalisation des ménages enquêtés

Source: Auteur, 2018.

3.2 ANALYSE DE LA PRODUCTIVITE AGRICOLE COMME DETERMINANT DE LA SECURITE ALIMENTAIRE ET CHOIX DES VARIABLES

La technique d'échantillonnage par choix raisonné a été adoptée à l'aide d'un quota de 120 ménages par commune, soit un total de 240 ménages. Elle est couplée à la technique de grappes à partir du nombre de ménages agricoles par arrondissement; les villages ont été sélectionnés au hasard selon la probabilité proportionnelle à la taille. Les ménages enquêtés sont choisis au hasard dans chacun des 28 villages visités.

Dans chaque village, le nombre de ménages a été proportionnellement réparti selon le nombre et la taille des hameaux (tableau 1). Dans chaque hameau, des concessions ayant au moins un responsable d'une unité de production comme chef de ménage ont été choisies selon la méthode de marche aléatoire. En outre, les points focaux de la mairie, de l'Agence Territoriale de Développement Agricole (ATDA) et de la Direction Départementale de l'Agriculture, de l'Élevage et de la Pêche (DDAEP) ont été associés, pour avoir les informations précises sur la situation de la production agricole dans les différents villages sélectionnés. La collecte de données a été faite à l'aide d'une fiche monographique et d'un questionnaire modulaire.

Tableau 1. Répartition de l'échantillon par arrondissement

Communes	Arrondissement	Ménage agricole	Ménage enquêté	RUP village	Grappe
Kérou	Kérou	4 071	58	10	6
	Brignamaro	2 238	30	10	3
	Firou	1 739	16	10	2
	Koabagou	508	16	10	2
	Total	8 556	120	-	13
Boukombé	Boukombé	2 599	25	10	3
	Tabota	1 887	16	10	2
	Manta	1 836	16	10	2
	Dipoili	942	16	10	2
	Natta	1 547	16	10	2
	Korontière	946	16	10	2
	Koussoucoïngou	433	15	10	2
	Total	10 190	120	-	15
Total			240		28

Source: Auteur à partir des statistiques de INSAE/RGPH4 [13]

La forme empirique du modèle de régression utilisée est basée sur les travaux de [33]. L'insécurité alimentaire est mesurée par le score d'échelle d'accès à l'insécurité alimentaire du ménage (EAI_i), comprise entre 0 et 27. Tout ménage ayant un score égale à zéro (0) est en sécurité alimentaire. Par contre, tout ménage ayant un score différent de zéro (0) est en insécurité alimentaire. Ainsi, à partir de l'échelle d'accès à l'insécurité alimentaire, une variable latente binaire est définie et prenant 1 si le ménage a de contrainte d'accès aux aliments et 0 sinon. Le modèle est défini comme suit:

$$\frac{P_i}{1-P_i} = e^{(X_i\gamma_i + Z_i\theta_i + \omega_i TE_{CRS_i} + \vartheta_i)} \quad (1)$$

Où P_i désigne la probabilité du ménage d'être en insécurité alimentaire. X_i , désigne le vecteur des variables caractéristiques du ménage; Z_i désigne le vecteur des variables stratégiques de survie et du capital social et TE_{CRS_i} la variable d'intérêt (productivité agricole du ménage i).

La transformation logarithmique donne le modèle définit comme suit:

$$EAI_i = X_i\gamma_i + Z_i\theta_i + \omega_i TE_{CRS_i} + \vartheta_i \quad (2)$$

Ainsi, la forme fonctionnelle du modèle est définie comme suit:

$$EAI_i = \alpha_0 + \alpha_1 sex_{cm_i} + \alpha_2 age_i + \alpha_3 age2_i + \alpha_4 instruit_i + \alpha_5 enfant_i + \alpha_6 enfant2_i + \alpha_7 adulte_i + \alpha_8 supviv_i + \alpha_9 supviv2_i + \alpha_{10} contrat_i + \alpha_{11} srevenu_i + \alpha_{12} ventact_i + \alpha_{13} emprnat_i + \alpha_{14} scoreftch_i + v_i \quad (3)$$

Où, α_i est le vecteur des paramètres à estimer; v_i est le terme d'erreur et i est le ménage agricole. L'échelle d'accès à l'insécurité alimentaire (EAI_i), est la variable à expliquer; binaire prenant un (1) si le ménage a de contrainte d'accès en aliments (ménage en insécurité alimentaire) et zéro (0) sinon. Les variables explicatives du modèles sont: sexe du chef de ménage (sex_{cm_i}), l'âge du chef de ménage (age_i), le carré de l'âge du chef de ménage ($age2_i$), le niveau d'instruction du chef de ménage ($instruit_i$), le nombre d'enfants dans le ménage ($enfant_i$), le carré du nombre d'enfants ($enfant2_i$), le nombre d'adulte ($adulte_i$), la superficie emblavée en culture vivrière par le ménage ($supviv_i$), le carré de la superficie

($supviv2_i$), le contrat agricole informel ($contrat_i$), le nombre de source de revenu ($srevenu_i$), la vente des actifs agricoles ($ventact_i$), emprunt des vivriers ($emprnat_i$) et score d'efficacité technique du ménage ($scoreftch_i$).

On note trois types de modèles lorsque la variable à expliquer est binaire: le modèle logit, le modèle probit et le modèle Log Log. Les modèles logit et probit donnent les résultats très proches, seuls les coefficients diffèrent de $\pi/\sqrt{3}$ [34], [35]. La différence fondamentale se trouve dans la loi qui gouverne chaque modèle. Le modèle logit suit la loi logistique tandis que le modèle probit suit la loi normale. En outre, la loi logistique et la loi normale sont très voisines et ne se distinguent que par le fait que la loi normale décroît plus rapidement [35]. En outre, le modèle Log Log est utilisé lorsque la variable à expliquer est binaire et que le phénomène étudié soit rare. Ainsi le modèle Log Log est écarté des trois. La référence [35] recommande le modèle logit lorsque la taille de l'échantillon est petite. D'où l'utilisation du modèle logit.

Des caractéristiques du ménage, il ressort de la synthèse des travaux empiriques que le sexe du chef du ménage, l'âge du chef de ménage, l'instruction formelle du chef de ménage, le nombre d'enfants dans le ménage, le nombre d'adultes dans le ménage et la superficie des cultures vivrières sont les principaux déterminants de l'insécurité alimentaire.

Sexe du chef de ménage: le chef de ménage homme a le droit d'accès direct à la terre en Afrique du fait que des titres lui sont conférés par rapport au chef de ménage femme. Ainsi, la référence [36], montre que le ménage dirigé par un homme a moins de chance d'être en insécurité alimentaire que celui dirigé par une femme. Le coefficient de la variable sexe est négatif et statistiquement significatif.

L'âge du chef de ménage permet de mesurer l'effort fourni par le chef de ménage dans le processus de production. La référence [37], montre que l'effet de l'âge du chef de ménage sur l'incidence de la sécurité alimentaire a la forme de U renversé jusqu'au seuil d'âge de 60 ans. Cela a permis d'introduire l'âge et le carré de l'âge pour capter cet effet. Le coefficient de l'âge est négatif et celui du carré est positif et statistiquement significatifs.

Niveau d'instruction du chef de ménage: le chef de ménage qui est plus instruit a la facilité de respecter l'itinéraire technique et d'adopter les nouvelles pratiques agricoles voire innover. La référence [38], montre que dans le ménage où le chef de ménage est non instruit, ce ménage a plus de chance d'être en insécurité alimentaire par rapport à son homologue instruit. Nous affirmons que le coefficient de la variable instruction négatif et statistiquement significatif.

Le nombre d'adultes: le ménage ayant un effectif important d'adultes dispose de main-d'œuvre non salariale. Il a plus de chance d'accroître sa production alimentaire et par ricochet de sortir de l'insécurité alimentaire [39]. Nous espérons un signe négatif et statistiquement significatif du coefficient de la variable adulte.

Le nombre d'enfants: il constitue une charge pour le ménage. La référence [40], montre que le ménage ayant un nombre d'enfants inactifs, dans son exploitation a plus de chance de plonger dans l'insécurité alimentaire. Ce résultat est contrasté du point de vue théorique par Malthus et Boserup et empirique [39]. Ainsi, il a été introduit dans le modèle le nombre d'enfants et le carré du nombre d'enfants pour capter le seuil maximum, à partir duquel le nombre d'enfants devient une opportunité pour le ménage.

Le foncier: la propriété foncière depuis les physiocrates constitue le socle de l'agriculture, de l'alimentation et de la vie économique malgré l'essor de l'agriculture hors sol [41]. Dès lors, plus un ménage augmente la taille de son exploitation plus faible est sa chance d'être en insécurité alimentaire [42], [43]. Nous espérons un signe négatif et statistiquement significatif du coefficient de la superficie des cultures vivrières.

La référence [44], montre par contre, que l'extension de la surface cultivée par actif n'est ni possible dans tous les contextes, ni favorable à la réduction de l'insécurité alimentaire. Cela indique que dans la zone de recherche caractérisée par une forte pression démographique ou une politique de protection des forêts classées, le ménage utilise des terres marginales. Ainsi, il a été introduit dans le modèle la superficie en ha et le carré de superficie emblavée par le ménage pour capter l'effet non linéaire attendu en forme de U de la superficie en ha sur l'insécurité alimentaire du ménage.

Concernant les stratégies de survie développées par le ménage, le ménage ayant une source de revenu diversifiée a moins de chance d'être en insécurité alimentaire [45]. Ainsi, est-il espéré un signe négatif et statistiquement significatif du coefficient du nombre de sources de revenus du ménage.

La référence [46], montre que le contrat agricole améliore la sécurité alimentaire du ménage et constitue une alternative crédible au ménage d'accéder au crédit. Ainsi, le crédit auprès des individus est remboursé soit par le maïs ou le soja dans les zones d'étude. En conséquence, on postule un effet négatif et statistiquement significatif du coefficient du contrat agricole informel.

Vente des actifs agricoles: elle permet au ménage d'avoir des ressources monétaires pour s'acheter des biens alimentaires. A court terme, cette pratique permet au ménage d'avoir accès en aliments. Mais à long terme, elle constitue une forme de

destruction de l'appareil productif du ménage et augmente la chance du ménage d'être en insécurité alimentaire [47]. Nous espérons un signe négatif et statistiquement significatif.

S'agissant du capital social, l'emprunt des vivriers des ménages en soudure est une alternative d'accès aux vivriers permettant au ménage de survivre et de sortir de l'insécurité alimentaire. L'emprunt des vivriers auprès d'un voisin ou ami constitue une forme de capital social et devrait réduire l'insécurité alimentaire du ménage. La référence [48], démontre que cette pratique est une forme de destruction de l'appareil productif et augmente la chance du ménage de passer en insécurité alimentaire. Ainsi, nous postulons un signe positif et statistiquement significatif du coefficient de la variable emprunt en nature.

La variable d'intérêt « productivité agricole », mesurée par le score d'efficacité technique, réduit systématiquement l'insécurité alimentaire du ménage selon les économistes d'une vision orthodoxe. Cette thèse est contrastée dans la littérature par les économistes d'une vision hétérodoxe qui postule un effet non systématique. Ainsi, est-il attendu un signe négatif et significatif du coefficient du score d'efficacité technique. Les variables du modèle sont présentées dans le tableau 2.

Tableau 2. Définition des variables du modèle explicatif de l'insécurité alimentaire

Variables	Modalité	Signes attendus
Insécurité alimentaire du modèle	Insécurité alimentaire du modèle prenant 1 si le score d'échelle d'accès du ménage à l'insécurité alimentaire et 0 sinon (variable à expliquer)	
Caractéristiques du ménage		
Sexe	Sexe prenant 1 si le chef de ménage est un homme et 0 sinon	+/-
Age en année	Valeur trouvée	-
Carré de l'âge en année	Valeur trouvée	+
Instruction	Instruction prenant 1 si le chef de ménage a le niveau primaire et 0 sinon	-
Enfants du ménage	Valeur trouvée	+
Carré de l'enfant	Valeur trouvée	+
Adultes du ménage	Valeur trouvée	
Superficie des vivriers (ha)	Valeur trouvée	-
Carré de superficie	Valeur trouvée	+
Stratégies de survie		
Contrat agricole informel	Contrat agricole informel prenant 1 si au moins un membre du ménage a emprunté de l'argent auprès d'un commerçant pour la production agricole du ménage et 0 sinon	+/-
Nombre de sources de revenus	Valeur trouvée	-
Vente d'actif	La vente d'actif productif par un membre du ménage pour l'achat des biens alimentaires prenant 1 et 0 sinon	+
Capital social		
Emprunt en nature	Emprunt en nature prenant 1 si un membre du ménage a emprunté des produits vivriers pour la consommation alimentaire du ménage et 0 sinon	-
Variable d'intérêt		
Productivité agricole	Elle est estimée par le niveau d'efficacité technique du ménage	-

Source: Auteur, à partir de la synthèse de la revue de littérature

4 RESULTATS ET DISCUSSION

4.1 RESULTATS D'ESTIMATION DES DETERMINANTS DE L'INSECURITE ALIMENTAIRE DU MENAGE AGRICOLE

L'analyse du tableau 3 est obtenue en estimant le score d'efficacité technique par la méthode D'Enveloppement d'Analyse des Données (DEA) sur les trois principales cultures (maïs, Sorgho et soja) communes à l'ensemble des ménages des deux communes d'étude. En moyenne treize (13) cultures sont produites par chaque ménage dont le maïs, soja, et le sorgho sont produits par 100% des ménages de notre échantillon. Il ressort de l'analyse du tableau que le score d'efficacité technique est d'environ 0,4883 suivant les rendements d'échelle constant et décroissant et de 0,8071 suivant le rendement d'échelle variable. Cela indique que chaque ménage dispose d'une marge de plus de 51% d'utilisation des ressources actuelles pour atteindre le niveau d'efficacité égale à un (1). Dans le modèle des déterminants de la productivité agricole du ménage, le score

d'efficacité technique à rendement d'échelle constant est retenu car la technologie de production utilisée (houe et daba) par les ménages sont homogènes dans les zones d'étude.

Tableau 3. Estimation de la productivité agricole du ménage agricole des zones d'étude

Variable	Effectif	Moyenne	Déviat ion standard	Minimum	Maximum
Score d'efficacité technique suivant le rendement d'échelle constant	240	0,4883	0,2354	0,1416	1
Score d'efficacité technique suivant le rendement d'échelle variable	240	0,8071	0,1448	0,4099	1
Score d'efficacité technique suivant le rendement d'échelle décroissant	240	0,4883	0,2354	0,1416	1
Score d'efficacité d'échelle	240	0,5957	0,2358	0,1535	1

Source: Auteur, à partir de la synthèse de la revue de littérature

Il ressort de l'analyse de la figure 3 que plus de 79% des ménages enquêtés sont en insécurité alimentaire contre seulement 20,83% en sécurité alimentaire. Ce résultat suggère une forte présomption que l'insécurité alimentaire du ménage serait aussi l'un des déterminants majeurs de la productivité agricole.

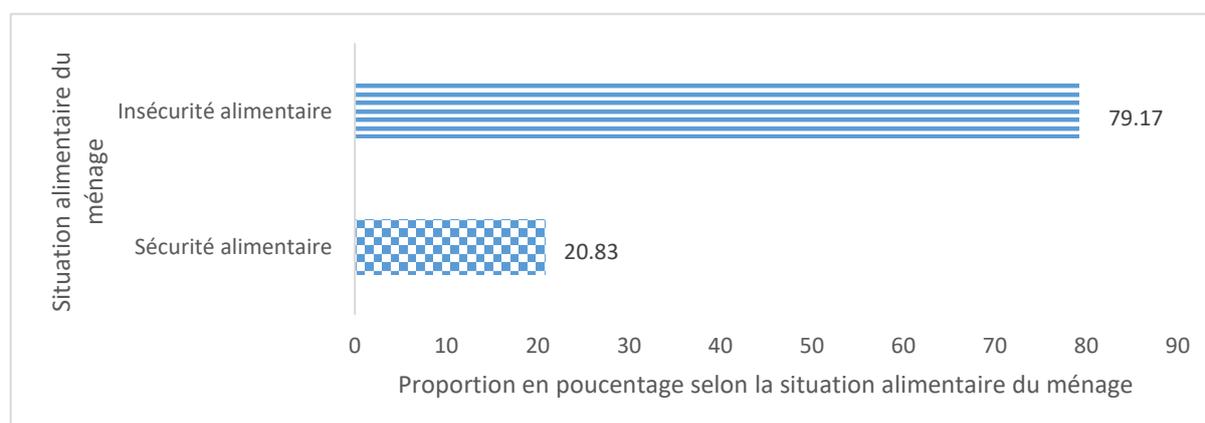


Fig. 3. Estimation de la sécurité alimentaire du ménage

Source: Auteur à partir des résultats d'estimation des données de l'enquête, 2018

Le tableau 4 montre que sur 240 ménages agricoles enquêtés, près de 90% des ménages sont dirigés par les hommes. Seulement 33 % des ménages enquêtés ont un niveau d'instruction primaire. Plus de 51% des ménages enquêtés pratiquent le contrat agricole informel dont le remboursement se fait par le maïs ou le soja et près de 25% des ménages enquêtés ne couvrant pas leur auto sommation font les emprunts des vivriers.

Tableau 4. Variables catégorielles des déterminants de l'insécurité alimentaire

Variables	Fréquence absolue	Fréquence relative (en %)
Echelle d'accès à l'insécurité alimentaire (variable à expliquer du modèle)		
Ménage en insécurité alimentaire	190	79,17
Ménage en sécurité alimentaire	50	20,83
Sexe du chef de ménage		
Masculin	215	89,58
Féminin	25	10,42
Instruction		
Primaire	79	32,92
aucun	161	67,08
Contrat agricole		
Oui	123	51,25
Non	117	48,75
Emprunt des produits vivriers		
Oui	59	24,58
Non	181	75,42

Source: Réalisé par l'auteur à partir des résultats d'estimation des données de l'enquête, 2018

Chaque chef de ménage enquêté a en moyenne 45 ans. Le chef de ménage le plus âgé est 80 ans et le plus jeune est de 19 ans. Chaque ménage a en moyenne 6 enfants à charges et 3 adultes. La superficie des cultures vivrières emblavée par ménage est estimée à plus de 1,4 ha. Chaque ménage dispose en moyenne d'au moins deux (02) sources de revenu. Le ménage agricole de notre échantillon n'est pas rationnel dans l'utilisation des ressources dans le processus de production, soit un score d'efficacité atteint estimé à 0,48 (Tableau 5). La description des carrés des variables numériques n'a pas d'importance. Elle est utile dans le modèle pour capter l'effet non linéaire de chacune de ces variables sur la variable à expliquer.

Tableau 5. Variables numériques des déterminants de l'insécurité alimentaire

statistiques	Age chef ménage	Age au Carré	Enfant	Enfants Au carré	Adulte	Superficie vivrière	Carré superficie	Source revenu	Score d'efficacité
Moyenne	45	2220	6	52	3	1,43	2,88	2,07	0,48
Ecart-type	13	1337	3	58	12	0,91	3,83	0,61	0,24
Minimum	19	381	1	1	1	0,11	0,012	1	0,14
Maximum	80	6400	18	324	9	4,94	24,49	3	1

Source: Réalisé par l'auteur à partir des résultats d'estimation des données de l'enquête, 2018

Dans le modèle logit, les signes des coefficients sont considérés et indiquent le sens dans lequel se modifie la probabilité. Le signe plus des coefficients associés aux variables du modèle signifie que les variables augmentent la chance du ménage d'être en insécurité alimentaire. Par contre, le signe moins traduit que les variables diminuent la chance du ménage d'être en insécurité alimentaire. Cette chance est estimée par les effets marginaux (Tableau 6, colonne 3).

La probabilité attachée à la statistique de Khi-deux est 0,000, inférieure au seuil de 1 % montre que le modèle est globalement significatif. Le Pseudo R² a une valeur égale à 0,2585 qui ne traduit pas le pouvoir explicatif du modèle (Tableau 15). Le pouvoir explicatif du modèle est estimé à 80,83% à l'aide du test proposé par [35], à partir des concordances et discordances entre les valeurs estimées et observées du modèle. Cette valeur présentée dans la dernière ligne du tableau 7 peut être obtenue par le rapport de la somme des effectifs absolus de la trace principale de la matrice de classification de l'insécurité alimentaire (177+19) sur la taille de l'échantillon, soit un taux $196/240 \times 100 = 81,66\%$.

L'âge du chef de ménage en année et la superficie emblavée en céréales par le ménage ont une distribution en forme de U avec des effets de seuils statistiquement significatifs. Une année supplémentaire du chef de ménage, par exemple, diminue la chance du ménage d'être en insécurité alimentaire jusqu'au seuil d'âge maximum estimé à 48 ans (soit $0,1909/2 \times 0,002$). Au-

delà de 48 ans, le chef de ménage perd sa capacité physique et devient moins productif lorsqu'il utilise les outils de production peu performants. En conséquence, sa chance d'être en insécurité alimentaire augmente de 1,002 (tableau 6, colonne 4).

Par contre, le seuil de superficie emblavée en vivriers est estimé à 1,17 ha. Le ménage ayant emblavé plus de 1,17 ha de céréales a plus de chance d'être plongé en insécurité alimentaire par rapport à son homologue ayant emblavé une superficie de moins de 1,17 ha en vivriers.

En outre, les résultats ont montré que le nombre d'enfants dans le ménage a une distribution en forme de U renversé avec un effet de seuil statistiquement significatif à 5%. Le seuil maximum du nombre moyen d'enfants estimé à huit (8) indique pour tout ménage comptant un nombre d'enfants inférieur à huit (8), sa chance est de 1,5884 d'être en insécurité alimentaire par rapport à son homologue comptant plus de huit (8) enfants. Cela indique que l'effet du nombre d'enfants dans le ménage n'est pas linéaire comme le pensait Malthus et ses précurseurs. La représentation de ce résultat pour les ménages agricoles est abordée dans la discussion.

Par ailleurs, le coefficient du contrat agricole informel a un signe positif et statistiquement significatif à 1%. Cela indique que le ménage agricole se livrant à cette pratique a 0,0422 de chance d'être en insécurité alimentaire par rapport à son homologue n'ayant pas emprunté de l'argent auprès d'un commerçant.

Le coefficient du nombre de sources de revenus, en plus d'être statistiquement significatif au seuil de 1%, a un signe négatif. Cela traduit que plus le ménage possède de sources de revenus supplémentaires, plus diminue sa chance de 0,0315 d'être en insécurité alimentaire.

En outre, le coefficient associé à la variable « vente d'actif agricole du ménage » a un signe positif et statistiquement à 10%. Cela traduit que le ménage se livrant à cette pratique a une chance d'être en insécurité alimentaire de 0,0353 par rapport à son homologue ne se livrant pas à cette pratique.

L'emprunt en nature des vivriers est l'une des mesures du capital social du ménage. Le coefficient attaché à cette variable a un signe positif et statistiquement significatif à 5 %. Ce résultat indique que le ménage ayant emprunté des vivriers a plus de chance de 0,0331 d'être en insécurité alimentaire par rapport à son homologue n'ayant pas emprunté des vivriers.

Le coefficient associé au score d'efficacité technique a un signe négatif et statistiquement significatif à 1%. Cela indique que lorsque le niveau de la productivité agricole augmente d'un point, la probabilité du ménage d'être en insécurité alimentaire diminue de 0,0775.

Par ailleurs, il est important d'estimer les probabilités des réactions suite aux variations des variables explicatives; d'où l'utilité des odds ratios. Pour un odds ratio de 3,6549 pour des ménages utilisant le contrat agricole informel, signifie que la probabilité d'insécurité alimentaire ne représente qu'environ 365,49 % de la probabilité de la sécurité alimentaire du ménage.

Tableau 6. Facteurs explicatifs de l'insécurité alimentaire des ménages agricoles

Variabiles	Coefficients	Effets marginaux	Odds ratio
Caractéristiques du ménage			
Sexe du chef de ménage	-1,0856 (0,9339)	-0,0709* (0,0423)	0,3377
Age en année du chef de ménage	-0,1909* (0,0976)	-0,0173* (0,0089)	0,8262
Carré de l'âge en année	0,0020** (0,0009)	0,0002** (0,0001)	1,0020
Niveau d'instruction formelle	0,3622 (0,4312)	0,0313 (0,0363)	1,4364
Nombre d'enfants du ménage	0,4634** (0,1888)	0,0420** (0,0188)	1,5894
Carré du nombre d'enfant	-0,0284** (0,0115)	-0,0026** (0,0012)	0,9719
Nombre d'adultes du ménage	0,0376 (0,1628)	0,0034 (0,0148)	1,0383
Superficie céréale (ha)	-1,6602*** (0,5854)	-0,1506*** (0,0425)	0,1901
Carré de superficie	0,7051*** (0,2170)	0,0639*** (0,0149)	2,0242
Stratégies de survie			
Contrat agricole informel	1,31329*** (0,4119)	0,1244*** (0,0422)	3,7158
Nombre de sources de revenu du ménage agricole	-0,9508*** (0,3299)	-0,0863*** (0,0315)	0,3864
Vente de l'actif productif par un membre du ménage pour l'achat des biens alimentaires	1,4657* (0,8038)	0,0904** (0,0353)	4,3306
Capital social			
Emprunt des produits vivriers pour la consommation alimentaire	1,1554** (0,5236)	0,0849** (0,0331)	3,1754
Variable d'intérêt			
Score d'efficacité technique du ménage	-2,2601*** (0,8161)	-0,2050*** (0,0775)	0,1043
Constante	7,4332 (2,2535)	-	1691,258
Observation	240		
Valeur absolue de LR	91,0665		
LR chi2 (16)	63,50***		
Pseudo R ²	0,2585		
Prob> chi2	0,0000		
Probabilité prédite d'insécurité alimentaire		0,8991	
Erreur-type dans la parenthèse; légende: ***p< 0,01, **p< 0,05, *p < 0,1			

Source: Réalisé par l'auteur à partir des résultats d'estimation des données de l'enquête, 2018

Les tests de validation du modèle permettent d'utiliser le modèle pour des fins de prédiction. Le tableau 7 suivant montre qu'à 82 % environ, les facteurs explicatifs expliquent au mieux l'insécurité alimentaire du ménage. Le modèle étant un schéma simplifié de la réalité, ce seuil est bon pour des modèles à variables qualitatives binaires.

Tableau 7. Test du pouvoir explicatif du modèle

Classification	Vrai		Total
	Fréquence absolue des ménages en insécurité alimentaire (D)	Fréquence absolue des ménages en sécurité alimentaire (~D)	
Classification positive	177	31	208
Classification négative	13	19	32
Total	190	50	240
Classification correcte estimée ou pouvoir explicatif estimé = 81,67 %			

Source: Réalisé par l'auteur à partir des résultats d'estimation des données de l'enquête, 2018

Sous l'hypothèse restrictive que les 4 paramètres associés au test LR sont égaux à 0 est rejetée sur la base probabilité égale à 0,0000 inférieur à 0,05 (Tableau 8). On conclut que le modèle explicatif des déterminants de l'insécurité alimentaire est un bon modèle.

Le test robuste de la qualité d'ajustement de Homser-Lemeshow (Tableau 8) est mieux que le pseudo R². L'hypothèse nulle postule « bon ajustement » contre l'hypothèse alternative mauvais ajustement. Il ressort des résultats que la probabilité 0,1363 attachée à la statistique de Homser-Lemeshow est supérieure à 0,05 et on conclut un bon ajustement du modèle.

Tableau 8. Test du rapport de vraisemblance (LR) et qualité d'ajustement du modèle

Test du rapport de vraisemblance (LR) du modèle de l'insécurité alimentaire						
Modèle	Observation	11 (null)	11 (modèle)	Paramètres	AIC	BIC
B	240	-122,8176	-104,2627	11	230,5254	268,8125
A	240	-122,8176	-91,0666	15	212,1331	264,3427
LR chi2 (4) = 26,39***; Prob> chi2 = 0,0000						
Test de la qualité de l'ajustement du modèle						
Observation	Nombre de groupes		Homser-Lemeshow Chi2 (8)	Valeur probabilité attachée		
240	10		10,72	0,2180		
légende: ***p < 0,01, **p < 0,05, *p < 0,1						

Source: Réalisé par l'auteur à partir des résultats d'estimation des données de l'enquête, 2018

4.2 DISCUSSION

De l'analyse des résultats du modèle des facteurs influençant l'insécurité alimentaire du ménage, il ressort trois groupes de variables qui ont d'effets statistiquement significatifs sur l'insécurité alimentaire. Le premier groupe des variables regroupe les variables telles que l'âge du chef du ménage, la superficie emblavée du ménage en vivriers et le nombre d'enfants du ménage qui ont des effets non linéaires sur l'insécurité alimentaire. Le deuxième groupe des variables regroupe les variables telles que le contrat agricole informel, le nombre de sources de revenu, la vente des actifs agricoles et l'emprunt en nature des produits vivriers qui ont des influences statistiquement significatives sur l'insécurité alimentaire. Le dernier groupe des variables est la productivité agricole qui est la variable d'intérêt de cette étude.

L'âge chef de ménage a un effet de seuil estimé à 48 ans sur l'insécurité alimentaire du ménage. Tout chef de ménage ayant un âge moyen inférieur à 48 ans, a moins de chance d'être en insécurité alimentaire par rapport à son homologue ayant un niveau d'âge moyen supérieur à 48 ans. L'effet de l'âge du chef de ménage sur la situation alimentaire a fait objet de polémiques dans la littérature depuis les travaux pionniers de [49]. Cette dernière a conclu que le chef de ménage moins âgé a plus de force physique d'emblaver plus de terres que les chefs ménages âgés et plus de facilité de mener des activités non agricoles et a plus de chance d'être en sécurité alimentaire.

La référence [50], trouve que le chef de ménage ayant une expérience dans la pratique agricole a plus de chance d'accroître son rendement, d'opérer des choix utiles et de sortir son ménage de l'insécurité alimentaire. Ces résultats sont similaires de ceux de [40], qui a estimé le seuil à 50 ans et démontre que la capacité productive du ménage repose essentiellement sur son effort physique fourni lorsqu'il utilise les outils de production peu performants ou ne disposant pas assez de ressources pour payer la main-d'œuvre salariale.

La superficie emblavée des céréales du ménage a un effet non linéaire sur l'insécurité alimentaire du ménage. Pour tout ménage ayant emblavé une superficie de céréales inférieure à 1,17 hectare, le ménage a moins de chance d'être en insécurité alimentaire par rapport à son homologue ayant emblavé plus de 1,17 ha. Ce résultat pourrait se justifier du point de vue théorique et empirique.

Du point de vue théorique, les thèses sont contrastées sur la relation entre la superficie et l'insécurité alimentaire. La référence [51], démontre que lorsque les naissances croissent à un rythme géométrique, alors que les subsistances croissent à un rythme arithmétique, les ménages agricoles doivent augmenter leur emblavure pour accroître l'offre alimentaire dans le ménage agricole dans le contexte africain. Ainsi, tombent-ils sur des terres marginales et la loi de la décroissance des rendements marginaux de Ricardo s'appliquent. Par conséquent, à partir d'un seuil de la taille de l'exploitation, la taille de l'exploitation peut augmenter la chance de l'insécurité alimentaire du ménage.

En outre, les thèses de l'évolution institutionnelle, du capital humain, des pratiques exemplaires et de l'invention adaptative, contrairement à la théorie malthusienne, introduisent une dynamique en ce sens qu'elles postulent qu'il est possible de produire d'avantage avec une quantité donnée de facteurs (terres) pour se nourrir convenablement [52]. En d'autres termes, elles introduisent une variation de la productivité capable d'assurer l'offre et la disponibilité alimentaire.

Par ailleurs, du point de vue empirique, le ménage qui emblave plus de superficie en produits vivriers a moins de chance d'être en insécurité alimentaire lorsqu'ils disposent d'importants actifs [42], [43]. La référence [53], par contre, montre qu'au fur et à mesure que la taille de la ferme augmente, la main-d'œuvre utilisée par unité de terre dans les grandes fermes est en deçà de la quantité requise dans les ménages pauvres ou ne possédant pas d'actifs importants. Cette insuffisance de main d'œuvre affecte négativement le rendement voire l'offre et la disponibilité alimentaire. Ces résultats expliqueraient l'effet non linéaire de la superficie sur l'insécurité alimentaire.

Le nombre d'enfants dans le ménage a un effet de seuil sous la distribution de U renversé sur l'insécurité alimentaire du ménage. Ce résultat permet de tester l'opposition théorique Malthus et Boserup. En effet, le ménage pourrait assurer aisément son autosuffisance et dégager un surplus qui permettra de satisfaire la demande alimentaire urbaine. La référence [54], défend sa théorie générale de la croissance agricole qui montre que, dans les premières étapes des transformations en agriculture, c'est l'objectif de sécurité alimentaire qui est visé par les familles paysannes, voire les communautés rurales.

Ces dernières, dans leurs attitudes économiques, ne se focalisent pas sur la productivité agricole comme facteur principal de la performance agricole et de la sécurité alimentaire, dans les premières étapes des transformations agricoles. C'est lorsqu'elles ont atteint l'étape des systèmes de culture sédentarisés ou en sont proches ou bien lorsqu'elles sont capables de pratiquer une agriculture presque exclusivement orientée vers les marchés que les productivités deviennent les seuls indicateurs pertinents de performance en agriculture. Boserup démontre que le ménage peut rendre endogène l'innovation avec les systèmes agraires et produire suffisamment pour nourrir convenablement son ménage.

La référence [51], démontre que « la pression démographique croît plus vite que les subsistances, la conséquence immédiate serait l'insécurité alimentaire, la peste, etc. ». Ainsi, ressort-il de cette étude que le ménage disposant moins de huit (8) enfants a plus de chance d'être en insécurité alimentaire. En outre, le ménage comptant plus de huit (8) enfants a plus de chance d'être en sécurité alimentaire. Ainsi, l'on ne peut pas trancher la situation des ménages agricoles des zones d'étude uniquement du point de vue théorique à partir de l'opposition des références [51], [54].

En outre, les résultats de nos entretiens ont montré que le ménage ayant plus d'enfants fait soit le placement d'enfants, soit utilise les enfants pour organiser l'activité agricole autour de leur mère surtout dans le foyer polygame. Le placement des enfants est très répandu dans les zones d'étude et constitue une source de revenu supplémentaire pour le ménage. Le ménage utilise les ressources générées par le placement pour l'achat des biens alimentaires en période de soudure. L'effet non linéaire du nombre d'enfants dans le ménage sur l'insécurité alimentaire est similaire à ceux obtenus par la référence [39].

S'agissant du deuxième groupe, l'augmentation de sources de revenus du ménage d'une unité, réduit l'insécurité alimentaire du ménage. L'effet de la diversification de sources de revenus sur la réduction de l'insécurité alimentaire a son fondement dans la théorie de la participation au marché du travail, abordée sous divers angles. Dans le cadre du ménage agricole, elle s'enracine dans les travaux précurseurs de [55], [56], [57], dont leurs travaux se sont focalisés sur l'explication de la participation des femmes au marché du travail en termes de caractéristiques du ménage. Il s'agit d'un prolongement de la théorie néoclassique fondée sur l'hypothèse de la rationalité du choix de l'individu.

Dans leur modèle, les auteurs considèrent le ménage comme une entité unique, qui maximise une fonction de protection sociale conjointe, soumise à la fonction de production du ménage. Dans ce modèle, le temps de travail familial est traité comme n'importe quel autre facteur de production, qui peut être attribué de manière flexible sur la base de ses coûts comparatifs

dans les activités marchandes et non marchandes. Ainsi, chaque membre de la famille se spécialise dans les activités qui lui procurent les rendements relatifs les plus élevés.

La référence [55] a tenté de répondre à la question relative aux caractéristiques des femmes mariées. Il a fait valoir que la décision de participation d'une femme mariée sur le marché du travail dépend non seulement du revenu et de l'effet de substitution du travail rémunéré et des loisirs, mais également de l'effet de revenu et de substitution du travail de marché vis-à-vis du travail à domicile non rémunéré. Les références [56], [58], élaborent par la suite cette théorie fondamentale du choix considérant le ménage comme une unité de consommation et de décision. Dans un processus décisionnel collectif visant à maximiser le bien-être du ménage, ils sont confrontés à deux contraintes: le temps et les ressources financières.

Cela montre que lorsqu'un ménage compte plus d'actifs que les décisions de participation sont décentralisées, plus cela contribue à l'accroissement du niveau de revenu du ménage. Par conséquent, l'accroissement de revenus constituerait un mécanisme d'accès aux aliments et à la sécurité alimentaire lorsque le ménage priorise les dépenses alimentaires. Ce résultat est proche de ceux obtenus par [45], selon lesquels, le ménage ayant une source de revenu diversifiée a moins de chance d'être en insécurité alimentaire que le ménage ayant une seule source de revenus.

En outre, il ressort des résultats des facteurs influençant l'insécurité alimentaire des ménages agricoles que le contrat agricole informel augmente la chance du ménage d'être en insécurité alimentaire. Ce résultat est contraire à ceux de [46] et pourrait se justifier par les modalités de remboursement.

Il ressort de nos entretiens que le contrat agricole informel se fait sur deux produits essentiels: le maïs et le soja. Pour un emprunt de 7 000 FCFA, par le ménage ou tout membre, est remboursé par un sac de maïs de 100 à 120 kg et pour un emprunt de 10 000 FCFA il est, remboursé par un sac de soja de 100 à 120 kg. Par conséquent, ces modalités ont fait qu'à la récolte, le ménage donne presque tous ses vivriers en maïs ou en soja. D'autres vendent une partie de leurs biens pour acheter le produit pour compléter à leur propre production afin de rembourser leurs prêteurs. Les modalités de remboursement pourraient être une contrainte d'accès aux aliments du ménage voire l'insécurité alimentaire.

Le capital social est mesuré dans cette étude par la capacité du ménage à se procurer des vivriers auprès de son voisin immédiat ou ami en cas de déficit des vivriers dans le ménage. La référence [48], a trouvé un signe négatif et statistiquement significatif à 5% du coefficient de la variable emprunt en nature. Le capital social est une bonne chose car il est souhaité que le ménage emprunte des vivriers pour ne pas dormir affamé ou mourir de faim. Cette pratique d'emprunt devrait améliorer la situation alimentaire du ménage, mais malheureusement les résultats ont montré le contraire.

En réalité l'emprunt en nature profite au ménage à court terme par l'accès aux aliments et à l'amélioration de sa situation alimentaire. Ce sont les modalités de remboursement, en effet, qui dégradent le mieux-être du ménage. Il est déclaré lors de nos entretiens qu'un emprunt d'un « pome » (mesure locale utilisée dans la zone de recherche) de tout vivier est remboursé à la récolte par trois « pomes ». Or un « pome » mesure 5 kg. Par conséquent, tout prêt de vivriers de 5 kg est remboursé par 15 kg, soit un profit de 200 %. Cette pratique dégrade davantage la situation alimentaire du ménage qui se réfère à cette pratique en s'appuyant sur son capital social.

La vente des actifs productifs pour l'achat des biens alimentaires, est la conséquence directe de l'incapacité du ménage à s'auto consommer ou à tirer profit du revenu de la production agricole pour acquérir les biens alimentaires. Le ménage qui vend un de ses actifs productifs ou biens durables détruit sa capacité productive et favorise son insécurité alimentaire. Les actifs les plus vendus sont les bétails, la vente de radio, la vente de plantation (teck), de vélo pour la plupart des ménages enquêtés. Les résultats obtenus sont similaire à ceux de [47].

Le coefficient associé à la productivité a un signe négatif et statistiquement significatif à 1%. Depuis les travaux pionniers de [21], sur les sources de la croissance, il a été prouvé que la différence de croissance, de niveau de vie entre les nations est expliquée principalement par la différence des productivités. Cette théorie explicative est démontrée dans le principe 8 de l'économie selon lequel «Le niveau de vie d'un pays, dépend de sa capacité à produire des biens et services » [22]. Appliquer au niveau ménage, les économistes orthodoxes soutiennent que le niveau de la productivité agricole réduit systématiquement et immédiatement l'insécurité alimentaire du ménage. Par contre, les économistes hétérodoxes démontrent que l'effet n'est possible que lorsque le ménage priorise les dépenses alimentaires. Les résultats obtenus confirment la thèse des économistes orthodoxes et similaires aux travaux de [8], [24].

5 CONCLUSION

Les résultats ont montré que la voie vers l'insécurité alimentaire est en partie liée au nombre d'enfants, au contrat agricole informel, à l'emprunt des vivriers et à la vente des actifs agricoles. Ainsi, l'augmentation de la productivité agricole grâce à des mesures en faveur des ménages agricoles serait un moyen d'utilisation rationnelle de leurs ressources dans le processus de

production qui conduirait finalement à assurer la sécurité alimentaire. Malgré que les tests d'hypothèse du modèle sont valides et que l'approche orthodoxe du lien de causalité en productivité agricole et la sécurité alimentaire est confirmée, le modèle souffre d'endogénéité causée par la simultanéité [59]. Par conséquent, l'approche des orthodoxes versus hétérodoxes des liens de causalités réciproque sera présentée dans un autre papier à l'aide du système à équations simultanée.

REMERCIEMENTS

Je remercie les co-auteurs qui ont évalué ce papier avant sa soumission. Le papier est rédigé grâce à la synergie d'action entre le LADYD et LARDES auxquels nous sommes affiliés par leurs appuis techniques et financiers.

REFERENCES

- [1] Jayne, T.S., Mather, D., and Mghenyi, E. (2010). Principal Challenges Confronting Smallholder Agriculture in Sub-Saharan Africa. *World Development*, 38 (10), 1384–1398.
- [2] Dury, S. Vall, E. and Imbernon, J. (2017). Production agricole et sécurité alimentaire en Afrique de l' Ouest. *Cahier Agriculture*, 26 (1).
- [3] Bucekuderhwa, C. and Mapatano, S. (2013). Comprendre la dynamique de la vulnérabilité à l'insécurité alimentaire au Sud-Kivu. *La Revue Électronique En Sciences de l'environnement*, 17, 31.
- [4] Dury, S. and Bocoum, I. (2012). Le « paradoxe » de Sikasso (Mali) : pourquoi « produire plus » ne suffit-il pas pour bien nourrir les enfants des familles d'agriculteurs ? *Cahier Agriculture*, 21 (5), 324–336.
- [5] Prskawetz, A., Winkler-dworak, M., Feichtinger, G. (2003). Production, distribution and insecurity of food : a dynamic framework. *Structural Change and Economic Dynamics*, 14, 317–337.
- [6] Pardey, P. G. Alston, M. and Piggott, R. R. (2006). *Agricultural R&D in the Developing World*. Washington, D.C: International Food Policy Research Institute.
- [7] Kydd, J. Dorward, A. Morrison, J. and Cadisch, G. (2007). Agricultural development and pro-poor economic growth in sub-Saharan Africa : potential and policy. *Oxford Development Studies*, 32 (1), 37–41.
- [8] Alston, J. M. Beddow, J. M. and Pardey, P. G. (2009). Agricultural Research, Productivity, and Food Prices in the Long Run. *Policyforum*, 325, 1209–1210.
- [9] Paraïso, A., Yabi, A.J., Sossou, A., Zoumarou-Walis, N and Yègbémey, R. N. (2012). Rentabilité économique et financière de la production potonnière à Ouaké au nord-ouest du Bénin. *Annales Des Sciences Agronomiques*, 16 (1), 91–106.
- [10] Kindemin, O.A., Hougni, A., Balarabe, O. Yabi, A. J. (2019). Déterminants de la rentabilité économiques des exploitations cotonnières utilisant des pratiques agro-écologique dans la Commune de Kandi au Nord Bénin. *International Journal of Progressive Sciences and Technologies (IJPSAT)*, 15 (1), 114–126.
- [11] Biaou, D. Yabi, A.j. Yegbemey, R.N. Biaou, G. (2016). Performances technique et économique des pratiques culturales de gestion et de conservation de la fertilité des sols en production maraîchère dans la commune de Malanville, Nord Bénin. *International Journal of Innovation and Scientific Research*, 21 (1), 201–211.
- [12] ODD. (2015). Objectifs de développement durable (ODD) (Vol. 15).
- [13] INSAE. (2016). *Cahier des villages et quartiers de ville Département de l'ATACORA*, Institut National de la Statistique et de l'Analyse Economique (INSAE). Cotonou, Bénin.
- [14] FAO. (1996). Déclaration de Rome sur la sécurité alimentaire mondiale. Sommet Mondiale de l'Alimentation, 13-17 Novembre, 1996, Italie, Rome.
- [15] Castell, G.S. Rodrigo, C.P. de la Cruz, J.N. and Bartina, J. A. (2015). Household food insecurity access scale (HFIAS). *Nutrición Hospitalaria*, 31 (3), 272–278.
- [16] Barrett, C. B. and Dorosh, P. A. (1996). Farmers ' Welfare and Changing Food Prices : Nonparametric Evidence from Rice in Madagascar. *American Journal of Agricultural Economics*, 78 (August), 656–669.
- [17] Weber, M. T., Staatz, J. M., Holtzman, J. S and Crawford, E. W. and Bernsten, R. H. (1988). Informing Food Security Decisions in Africa : Empirical Analysis and Policy Dialogue. *American Journal of Agricultural Economics*, 70, 1044–52.
- [18] Verpoorten, M., Arora, A., Swinnen, J. F. M., Leuven, K. U., Verpoorten, M., Arora, A., & Swinnen, J. (2012). Self-Reported Food Insecurity in Africa During the Food Price Crisis. *LICOS Discussion Paper Series Discussion Paper 303/2012*, pp. 0–38.
- [19] Douillet, M and Girard, P. (2013). Productivité agricole : des motifs d'inquiétude ? (I) Les concepts. *Fondation Pour l'Agriculture et La Ruralité Dans Le Monde*, 1 (7), 12.
- [20] Barro, J. R. (1990). Government Spending in a Simple Model of Endogeneous Growth. *The Journal of Political Economy*, 98 (5), 24.
- [21] Romer, D. (1996). Chapter 3 Beyond the Solow Model: New Growth Theory. In S. L (Ed.), *Advanced Macroeconomics* (1st Ed, p. 528). United States of America.

- [22] Mankiw, G. (2004). Chapter 1: Ten principles of economics. In *Principles of Economics* (de boeck, p. 790).
- [23] FAO. (2012). *Philippine Food and Nutrition Security Atlas*. Philippines.
- [24] Vall, E., Marre-cast, L., and Kamgang, J.. (2017). Chemins d'intensification et durabilité des exploitations de polyculture-élevage en Afrique subsaharienne : contribution de l'association agriculture-élevage. *Cahier Agriculture*, 26 (6), 1-12.
- [25] Graham, R.D. and Welch, R. M. (2000). A conceptual framework for assessing agriculture-nutrition linkages. *Food and Nutrition Bulletin*, 21 (4, The United Nations University.), 361–373.
- [26] Haddad, L. (2000). A conceptual framework for assessing agriculture–nutrition linkages. *Food and Nutrition Bulletin*, 21 (4), 367–373.
- [27] Gillespie, S., and Kadiyala, S. (2011). Exploring the Agriculture-Nutrition Disconnect in India. In IFPRI (Ed.), *Leveraging Agriculture for Improving Nutrition & Health*, Internatioanl Conference (Vol. 20, pp. 1–4). in New Dhelhi, India,: Washington, DC 20006-1002 USA. Retrieved from <http://2020conference.ifpri.info/>.
- [28] Herforth, A., and Harris, J. (2014). Understanding and Applying Primary Pathways and Principles. Brief#. *Improving Nutrition Throuth Agriculture Technical Brief Series*. Arlington, VA: USAAID/Strengthening Partnerships, Results and Innovations in Nutrition Globally (SPRING) Projet, (March), 16.
- [29] Dury, S., Alpha, A and Bichard,. (2015). The Negative side of the agricultural-nutrition impact pathways : A literature review. *World Food Policy*, 2 (1), 78–100.
- [30] Arslan, A., Belotti, F. and Lipper, L. (2017). Smallholder productivity and weather shocks : Adoption and impact of widely promoted agricultural practices in Tanzania. *Food Policy*, 69, 68–81.
- [31] Sibhatu, K.T., Krishna, V.V. and Qaim, M. (2015). Production diversity and dietary diversity in smallholder farm households. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 112 (34), 10657–10662.
- [32] INSAE. (2013). *Monographie des communes du Bénin*, Institut National de la Statistique et de l'Analyse Economique (INSAE). Cotonou, Bénin.
- [33] Etana, D. and Tolosa, D. (2017). Unemployment and Food Insecurity in Urban Ethiopia. *African Development Review*, 29 (1), 56–68.
- [34] Amemiya, T. (1981). Quantitative response models : a survez. *Journal of Economic Literature*, 19 (14), 1483–1536.
- [35] Gahuzac, E. and Bontemps, C. (2008). *Stata par la pratique : statistiques, graphiques et éléments de programmation*. (INRA, Ed.) (College St). Toulouse (France).
- [36] Onasanya, Oluwayemisi. Abidemi. and Obayelu, O. A. (2016). Determinants of Food Security Status of Maize-Based Farming Households in Southern Guinea Savannah Area of Oyo State, Nigeria. *Turkish Journal of Agriculture - Food Science and Technology*, 4 (5), 411–417.
- [37] Omonona, Bolarin. Titus and Agoi, G. A. (2007). An Analysis of Food Security Situation Among Nigerian Urbain Households : Evidence From Lagos State, Nigeria. *Jouranl of Central European Agriculture*, 8 (3), 397–406.
- [38] Amao, J.O. and Ayanttoy, K. (2017). Analysis of food insecurity status among farming households in North Central Nigeria. *International Journal of Advance Agricultural Research*, 5, 10–22.
- [39] Smith, M.D., Rabbitt, M.P. and Cleman-Jensen, A. (2017). Who are the World's Food Insecure ? New Evidence from the Food and Agriculture Organization's Food Insecurity Experience Scale. *World Development*, 20 (1), 1-11.
- [40] Olaoye, Toyin. Adebola., Kayode, Ajoke. Oluwatoyin and Oladiran, J. O. (2016). Determinants of Food Security in Ogbomoso Agricultural Zone. *Internation Journal of Research & Developpement Organisation*, 2 (1), 7–11.
- [41] Bashir, Muhammad. Khalid., Schilizzi, Steven and Pandit, R. (2012). The Determinants of Rural Household Food Security for Landless Households of the Punjab, Pakistan (No. 1208). Australia.
- [42] Brondeau, F. (2014). Comment sécuriser l'accès au foncier pour assurer la sécurité alimentaire des populations africaines : éléments de réflexion. *Vertigo-La Revue En Sciences de l'environnement*, 14 (1), 1-15.
- [43] Chege, J. M., Lemba, J. K., Semenye, P. P. and Muindi1, E. (2016). Influence of Household Characteristics on Food Security Status of Smallholder Farmers in Kilifi. *Asian Journal of Agricultural Extension, Economics & Sociology*, 12 (1), 1–10.
- [44] Butault, J-P. and Réquillart, V. (2012). L'agriculture et l'agroalimentaire français à la recherche d ' une compétitivité perdue. *INRA Sciences Sociales*, 4 (5), 1–4.
- [45] Mahnken, C.L. and Hadrich, J.. (2018). Does Revenue Diversification Improve Small and Medium-Sized Dairy Farm Profitability ? *Choices*, 33 (4), 1–5.
- [46] Bellemare, M.F. and Novak, L. (2016). Contract Farming and Food Security. *American Journal of Agricultural Economics*, 99 (2), 357–378.
- [47] Floquet, A. (2008). Etat des indicateurs après trois années d'intervention du Projet d'Appui au Monde Rural dans les Départements de l'Atacora et de la Donga, Etude socio-économique de référence, MAEP, CBB, CTB, CEBEDES. Cotonou-Bénin.
- [48] Olawuyi, S.O. and Olawuyi, T. D. (2015). Social Capital Formation : The Missing Link Among Food Crops Farmers in Osun State, Nigeria. *Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences (JETEMS)*, 6 (7), 181–189.

- [49] Babatunde, R.O., Omotesho, O.A. and Sholotan, O. S. (2007). Factors Influencing Food Security Status of Rural Farming Households in North Central Nigeria. *Agricultural Journal*, 2 (3), 351–357. Retrieved from <http://www.unilorin.edu.ng>.
- [50] Arene, C. J. and Anyaeji, R. C. (2010). Determinants of Food Security among Households in Nsukka Metropolis of Enugu State, Nigeria. *Pakistan Journal of Social Sciences*, 30 (1), 9–16.
- [51] Malthus, T. (1978). *Essai sur le Principe de Population*. (P. Theil, Ed.) (Gonthier,). Chicoutimi, Macintosh.
- [52] FAO. (2000). Production et productivité agricoles dans les pays en développement. In *La situation mondiale de l'alimentation et de l'agriculture* (pp. 243–286). Washington, D.C.
- [53] Piette, F. (2006). Les déterminants de la productivité agricole dans le nord-est du Brésil: Une investigation sur la relation négative entre la productivité et la taille des fermes. Université de Montréal.
- [54] Boserup, E. (1965). The conditions of agricultural growth. *The Economics of Agrarian Change under Popupaltion Pressure*. (Adeline, Ed.). New York,.
- [55] Mincer, J. (1962). Labor Force Participation of Married Women : A Study of Labor Supply. In U.-N. B. C. for E. Research (Ed.), *Aspects of labor economics* (pp. 63–105). Princeton University Press.
- [56] Becker, G. S. (1965). A Theory of the Allocation of Time. *The Economic Journal*, 75 (299), 493–517.
- [57] Gronau, R. (1977). Leisure, Home Production, and Work- the Theory of the Allocation of Time Revisited. *The Journal of Political Economy*, 85 (6), 1099–1123.
- [58] Berk, R. A. (1983). An Introduction to Sample Selection bias in sociological Data. *American Sociological Review*, 48 (3), 386–398.
- [59] Yaï, D. E., Yabi, A. J., Degla, P., Biaou, G. and Floquet, A. (2020). Productivicté agricole et sécurité alimentaire: Approche des hétérodoxes. *International Journal of Innovation and Scientific Research*, 49 (1), 1-16.