

## Analyse de l'effet de la diversification des cultures sur la sécurité alimentaire au Burkina Faso

Analysis of the effect of crop diversification on food security in Burkina Faso.

Auteur 1 : SANFO Zalissa,

SANFO Zalissa, (Docteur)

ORCID: 0000-0002-4245-5244, Centre d'Etudes, de Documentation et de Recherches Economiques et Sociales (CEDRES), Université Thomas SANKARA / Department of Economics, Burkina Faso

**Déclaration de divulgation** : L'auteur n'a pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude.

**Conflit d'intérêts** : L'auteur ne signale aucun conflit d'intérêts.

**Pour citer cet article** : SANFO .Z (2022) « Analyse de l'effet de la diversification des cultures sur la sécurité alimentaire au Burkina Faso », African Scientific Journal « Volume 03, Numéro 14 » pp: 583-582.

**Date de soumission** : Aout 2022

**Date de publication** : Octobre 2022



DOI : 10.5281/zenodo.7322806  
Copyright © 2022 – ASJ



## Résumé

Le présent article a pour objectif d'analyser l'effet de la diversification des cultures sur la sécurité alimentaire des ménages agricoles au Burkina Faso. L'indice de Simpson de la diversification a été utilisé pour mesurer la diversification des cultures et l'« endogenous switching model » pour corriger le biais de sélection existant entre la diversification et la sécurité alimentaire. Nos résultats montrent que les ménages diversifiants sont plus en insécurité alimentaire que les ménages non diversifiants. Ces résultats soutiennent que la diversification des cultures doit être soutenue par une utilisation des engrais. Ainsi, si le gouvernement veut améliorer la sécurité alimentaire des ménages agricoles à travers la diversification des cultures, il est nécessaire de mettre un accent particulier sur les politiques d'intrants.

**Mots clés :** diversification, sécurité alimentaire, Burkina Faso

## Abstract

The purpose of this article is to analyze the effect of crop diversification on the food security of agricultural households in Burkina Faso. The Simpson index of diversification has been used to measure crop diversification and the “endogenous switching model” to correct the existing selection bias between diversification and food security. Our findings show that diversifying households are more food insecure than non-diversifying households. These findings support that crop diversification should be backed up by the use of fertilizers. Thus, if the government wants to improve the food security of agricultural households through crop diversification, it is necessary to put particular emphasis on input policies.

**Keywords:** diversification, food security, Burkina Faso

## Introduction

Les opportunités non agricoles étant limitées dans les zones rurales du monde en développement impliquent que l'agriculture continue de jouer un rôle dominant en tant que source alimentaire et de revenus dans ces zones (Mulwa et Visser, 2020). Malgré l'importance du secteur agricole, le problème d'accessibilité alimentaire continue de sévir dans la zone et le changement climatique y joue un rôle prépondérant (Doubogan et al., 2018). Selon GIEC (2007) l'Afrique est l'un des continents les plus vulnérables aux effets du changement et de la variabilité climatique. En effet, dans ces contrées où l'agriculture est pluviale, le changement climatique expose les agriculteurs à des risques de variation de production et de prix, rendant ainsi le secteur agricole et les ménages vulnérables. La vulnérabilité de la région s'est aggravée par l'interaction de nombreux stress et la faiblesse des capacités d'adaptation aux nouvelles conditions climatiques (Doubogan et al., 2018). Cette situation contribue à dégrader d'avantage la situation alimentaire des ménages.

La résolution du problème de la faim nécessite que les producteurs puissent sécuriser leur production et leur revenu des risques climatiques. Cependant, dans un contexte d'absence de système d'assurance agricole, l'adoption des stratégies adaptatives n'est plus une question de choix. Dans cette perspective, en général les ménages agricoles choisissent de se spécialiser ou de diversifier leur production en se référant à leur objectif de maximisation de bien-être et aux contraintes et incertitudes qui existent dans leur environnement.

Selon la théorie des avantages comparatifs, la spécialisation dans la production contribue à améliorer le bien-être des producteurs en ce sens qu'elle permet d'atténuer la pauvreté. Govereh et Jayne (2003) en basant leur analyse sur la théorie des avantages comparatifs, ont stipulé que les cultures de rentes sont souvent promues pour atténuer la pauvreté par des gains de bien-être. Pour eux, la spécialisation permet aux ménages de gagner plus de revenu et donc de consommer plus que ce qui pourrait être fait en allouant les mêmes ressources à sa propre production alimentaire. Cependant, compte tenu de la vulnérabilité du secteur agricole face aux conditions agro-climatiques, Orr (2000) pense que la spécialisation dans la production peut être limitée par les conditions agro-climatiques. De plus, l'inexistence de marchés propres à ces cultures fait que la spécialisation n'est pas synonyme de profit et d'amélioration de bien-être. Ainsi, si pour les tenants de la théorie ricardienne de l'avantage comparatif, la spécialisation est vue comme un moyen de réduction de l'insécurité alimentaire, la théorie du portefeuille prédit que les ménages réticents réduiront le risque de production grâce à la diversification des cultures.

Des études empiriques ont confirmé que la diversification des cultures est une stratégie de production permettant d'atténuer les risques de production et de marché. Elle est souvent considérée comme une stratégie permettant de faire face aux risques pluviométriques et au changement climatique (Di Falco et Chavas, 2008 ; Asfaw et al., 2018 ; Bellon et al., 2020 ; Bozzola et Smale, 2020) et est capable de réduire également l'exposition aux fluctuations de prix (Mulwa et al., 2017). Par conséquent, évaluer la contribution de la diversification des cultures à l'atteinte de la sécurité alimentaire des ménages agricoles s'avère important pour les politiques de développement.

L'intérêt de cette recherche repose sur les enjeux importants que représente la diversification des cultures pour la production agricole et la réduction de la faim au Burkina Faso. Le secteur agricole occupe environ 80% de la population et représente le pivot de l'économie Burkinabè (Institut National de la Statistique et de la Démographie (INSD), 2017). Malgré sa position univoque, le problème d'accessibilité alimentaire demeure crucial. Les données montrent que près de 20 % des ménages connaissent une insécurité alimentaire (United States Agency for International Development (USAID), 2014). En effet, le caractère pluvial de l'agriculture expose les agriculteurs à des risques de production et de prix qui rendent le secteur très vulnérable. Cette vulnérabilité contribue à impacter négativement le niveau de la productivité agricole et à rendre imprévisible les revenus.

Dans un contexte de modification continue des précipitations et la fréquence des phénomènes météorologiques, la sécurisation de la production devient une priorité pour les ménages agricoles. Cependant, étant donné l'absence d'un système d'assurance agricole pour gérer ces risques, la diversification des cultures devient une option pertinente. Le renforcement et l'amélioration de cette pratique peut donc contribuer à renforcer la résilience des ménages agricoles face à ses contraintes et améliorer leur sécurité alimentaire.

L'avantage de cette recherche est que très peu de travaux ont évoqué des preuves empiriques de l'effet de la diversification sur la sécurité alimentaire. En effet, les travaux qui ont été abordés dans le domaine de la diversification au Burkina Faso sont souvent plus orientés vers les déterminants et le revenu (Lay et al., 2009 ; Reardon et al., 1992 ; Lawin et Tamini, 2017). Par ailleurs, les travaux de Lourme-Ruiz et al. (2021) ont porté sur la biodiversité et la diversité alimentaire sur un échantillon limité à l'ouest du Burkina Faso. Rares sont les travaux qui ont porté sur l'ensemble du pays. C'est dans ce cadre que s'inscrit cette présente recherche intitulée « Analyse de l'effet de la diversification des cultures sur la sécurité alimentaire au Burkina

Faso ». L'objectif de ce article est d'analyser l'effet de la diversification des cultures sur la sécurité alimentaire des ménages agricoles au Burkina Faso.

La suite de l'article est organisée en quatre sections. La première section expose la revue de la littérature. La deuxième section présente la méthodologie. La troisième section présente les résultats et les discussions et la quatrième section présente la conclusion et les implications politiques.

## **1 Revue de la littérature**

**1.1 Revue empirique**Le débat sur l'effet de la diversification des cultures sur la sécurité alimentaire des ménages agricoles reste controversé. Certaines études ont mis en évidence l'effet positif de la diversification sur la sécurité alimentaire. A travers ces études, plusieurs approches ont été utilisées. A cet effet, certains auteurs ont analysé la sécurité alimentaire à travers l'amélioration de la production et du revenu agricole (Di Falco et al., 2010 ; Ogundari, 2013 ; Bozzola et Smale, 2020). Ces études ont montré que la diversification des cultures améliore l'efficacité technique des producteurs et contribue à réduire l'exposition au risque des revenus des cultures en particulier pour les agriculteurs les plus vulnérables. Michler et Josephson (2017) ont trouvé que l'augmentation de la diversité des cultures peut contribuer à atténuer la pauvreté des ménages ruraux en Ethiopie. Mango et al. (2018) ont analysé l'effet de la diversification des cultures sur la sécurité alimentaire au Malawi. De leur résultat, ils montrent que la diversification des cultures améliore la sécurité alimentaire des ménages à travers l'accroissement du stock de production en termes de quantité et de variété et à travers l'accroissement des revenus liés à la vente de la production. D'autres auteurs ont analysé la sécurité alimentaire à travers la consommation alimentaire (Pellegrini et Tasciotti, 2014 ; Lourme-Ruiz et al., 2021 ; Mengistu et al., 2021 ; Anuja et al., 2022). Tesfaye et Tirivayi (2020) ont analysé l'effet de la diversification des cultures sur le bien-être des ménages et le lissage de la consommation en Ouganda. Les résultats ont montré que la diversification des cultures génère des avantages de consommation plus élevés pour les ménages les plus pauvres. Mengistu et al. (2021) ont trouvé que la diversification des cultures réduit la gravité de l'insécurité alimentaire en ce sens que les ménages avec des intensités de diversification plus élevées sont mieux assurés de la disponibilité et de l'accessibilité alimentaire. Anuja et al. (2022) ont trouvé que la diversification des cultures améliore la nutrition en Inde.

Au-delà des effets positifs, d'autres études ont mis en évidence les effets négatifs de la diversification des cultures sur le bien être des ménages agricoles (Thapa et al., 2017 ; Asfaw et al., 2019). Thapa et al. (2017) ont analysé l'impact de la diversification des cultures sur les

mesures de protection sociale des ménages au Népal. Ils trouvent que la diversification des cultures à haute valeur ajoutée contribue à réduire la production des cultures céréalières en réduisant la consommation et en augmentant l'incidence de la pauvreté des ménages. Asfaw et al. (2019) dans une étude en Afrique Subsaharienne, ont montré que l'impact de la diversification des cultures et des revenus sur le bien-être des ménages est généralement plus élevé pour les ménages plus pauvres alors qu'il diminue dans certains cas et devient négatif chez les ménages plus riches. Sibhatu et al. (2015) à partir de données de l'Indonésie, de l'Ethiopie, du Malawi et du Kenya ont montré que lorsque la diversité de la production est élevée, l'association avec la diversité alimentaire n'est pas significative ou devient même négative en raison du manque à gagner des revenus de la spécialisation.

De ce qui précède, on constate que le débat sur l'impact de la diversification des cultures n'est pas concluant. Au Burkina Faso, Lourme-Ruiz et al. (2021) ont analysé le lien entre la diversité alimentaire et l'indicateur de biodiversité agricole mais l'étude s'est concentrée uniquement sur la partie ouest du pays (Zone de Bobo Dioulasso). Par ailleurs, leur analyse a porté sur une diversification plus large (la biodiversité). Cette étude examine cependant l'effet de la diversification des cultures sur la sécurité alimentaire des ménages agricoles au Burkina Faso en utilisant des données couvrant l'ensemble du pays. Elle vise à formuler des politiques de développement agricole et de sécurité alimentaire.

## 1.2 Revue des outils d'analyse

### 1.2.1 Indice de sécurité alimentaire

L'approche par la consommation calorique est l'indicateur utilisé dans cette recherche. Elle est l'un des indicateurs les plus utilisés à la vue de la littérature sur la sécurité alimentaire. Elle consiste à confronter les besoins énergétiques jugés nécessaires des individus du ménage pour assurer une activité physique et une bonne santé avec la quantité d'énergie contenue dans leur consommation alimentaire. En ce qui concerne les consommations observées, il faut noter que les données que nous utilisons permettent uniquement de mesurer la consommation calorique totale au niveau du ménage dans son ensemble. Autrement les informations au niveau des différentes catégories d'individus manquent. Pour contourner ce problème, nous agrégeons les besoins de consommation au niveau du ménage en tenant compte de la structure démographique du ménage.

Ainsi si  $BC_i$  représente le besoin calorique de chaque individu  $i$  dans le ménage, alors le besoin d'ensemble du ménage  $BC_m$  est :

$$BC_m = \sum_{i=1}^n BC_i$$

Selon l'organisation mondiale de la santé, l'apport calorifique recommandé par jour pour l'exercice d'une activité physique minimale est de 2500Kcal par personne qui serait la valeur moyenne de  $BC_i$ . Les données utilisées contiennent des détails sur la consommation calorifique de chaque ménage selon un rappel de 7jours avant l'enquête. La consommation alimentaire des ménages a été évaluée en termes d'unité calorifique. Ces aliments sont entre autres les produits vivriers de base comme les céréales, les tubercules, les produits maraîchers utilisés et des sous-produits animaux. Les quantités utilisées de ces produits ont été converties en gramme pour tenir compte de la conversion des aliments selon leur pouvoir calorifique (Kcal/100g). La disponibilité calorifique du ménage représente la consommation calorifique de chaque individu  $i$  dans le ménage

$$DC_m = \sum_{i=1}^n DC_{ip}$$

$DC_{ip}$  est la disponibilité calorifique pour chaque produit  $p$  consommé par l'individu  $i$

L'évaluation de l'accessibilité alimentaire tient compte à la fois des besoins de consommation calorifique des ménages par jour et de la moyenne des consommations réelles du ménage par jour. Ainsi, si

$$DC_m \succ BC_m$$

Alors le ménage est dit en sécurité alimentaire (consommation réelle supérieure aux besoins de consommation recommandée). Par contre si

$$DC_m \prec BC_m$$

Alors le ménage est dit en pauvreté alimentaire (consommation réelle inférieure aux besoins de consommation recommandée).

### 1.2.2 Indice de diversification des cultures

Les études sur la diversification des cultures utilisent le plus souvent des indices de diversifications. La littérature identifie différents types d'indices parmi lesquels on a l'indice de diversité de Simpson, l'indice de Herfindahl et l'indice Ogive. L'indice de Herfindahl et l'indice Ogive s'appliquent à toutes formes de diversification quel que soit le domaine de l'étude considéré. Ils mesurent tous les deux la diversification agricole en termes de revenu. Ce sont

des indices généraux de diversification. L'indice de diversité de Simpson mesure la diversification horizontale en termes de proportionnalité de zones allouées aux différentes cultures. Il dépend de la distribution légale des terres allouées aux cultures. Il est plus utilisé dans le domaine agricole et a l'avantage d'évaluer le niveau de la diversification des cultures en termes de superficie d'exploitation (Mango et al., 2018 ; Mengistu et al., 2021 ; Anuja et 2022).

L'étude a adopté l'un des indices largement utilisés dans l'analyse de la diversification des cultures. L'indice de diversification de Simpson (SID) est utilisé pour mesurer le niveau de diversité des cultures.

Il est défini comme :

$$SID = 1 - \sum_{i=1}^n P_i^2$$

Avec  $P_i = \frac{a_i}{A}$

Où  $a_i$  est la superficie annuelle consacrée à une culture particulière.  $A$  est la superficie totale annuelle cultivée et  $n$  est le nombre de cultures. Le SID varie entre 0 et 1. Une valeur proche de 1 suggère un niveau de diversification élevé. Une valeur proche de 0 indique l'absence de diversification. Par la suite, l'indice sera dichotomisé. Il prendra 1 si le ménage diversifie et 0 sinon.

## 2 Méthodologie

### 2.1 Cadre théorique de l'étude

Le cadre théorique de l'analyse se base sur le concept de l'utilité aléatoire. Etant donné que le ménage agricole a pour premier souci la satisfaction des besoins de sa famille, sa fonction objective se résume donc pour l'essentiel à la maximisation de son utilité. Pour cela, il peut donc choisir d'adopter la stratégie de diversification des cultures. Dans les pays en développement, les ménages agricoles ne disposent pas de la totalité d'informations sur le marché, ce qui les amène à évoluer dans un environnement incertain. Cependant, par la suite nous allons considérer que nous sommes dans un environnement certain par simplification.

Pour calculer la probabilité d'adoption, on suppose qu'on associe à l'adoption un indice d'utilité  $U_1$  et un indice d'utilité de non-adoption  $U_0$ . On suppose qu'un ménage rationnel adopte la diversification si  $U_1$  est supérieur à  $U_0$ . L'utilité latente du  $i^{\text{ème}}$  agriculteur pour le  $j^{\text{ème}}$

processus de diversification est indiquée par  $U_{ij}$  où  $j = 0$  ou  $1$  si le  $i^{\text{ème}}$  agriculteur n'est pas « diversifié » ou « diversifié », respectivement.

Bien que l'utilité soit une variable latente, nous supposons qu'il s'agit d'une fonction linéaire. La décision de diversification peut être interprétée comme un modèle de choix binaire. Soit :

$$U_{ij} = X_{ij} + \mu_{ji} \quad (1)$$

$$j=0,1 \text{ et } i=1, 2, 3, \dots, n$$

Où  $X_i$  est un vecteur des variables pertinentes pour décrire l'utilité pour le  $i^{\text{ème}}$  agriculteur et  $\mu_{ji}$  l'erreur aléatoire. Étant donné que les utilitaires,  $U_{ij}$  sont aléatoires, l'alternative  $j = 1$

ne sera sélectionnée par le  $i^{\text{ème}}$  agriculteur que si  $U_{1i} > U_{0i}$  ou si la variable aléatoire inobservable  $D^*$  est positive. Ainsi :

$$D^* = U_{1i} - U_{0i} > 0 \quad (2)$$

La différence d'utilité latente entre la diversification et la non-diversification  $D^*$  est déterminée comme suit :

$$D^* = \lambda Z_i + \mu_i \quad (3)$$

Avec :

$$D_i = 1 \text{ if } D_i^* > 0 \text{ Et}$$

$$D_i = 0 \text{ if } D_i^* < 0$$

Où  $\mu_{ji}$  un terme d'erreur indépendant et normalement distribué avec une moyenne nulle et une variance constante ;  $\lambda$  est un vecteur de paramètre à estimer et  $Z$  un vecteur qui représente les caractéristiques des ménages et des exploitations agricoles.

## 2.2 Spécification empirique et modèle d'analyse

Considérons un modèle qui décrit la situation d'un ménage avec deux équations de résultats binaires et une fonction de critère  $D_i$  qui détermine à quelle stratégie le ménage est confronté.

$D_i$  est considéré comme un traitement qui est égal à 1 si le ménage adopte la diversification

et égal à 0 s'il n'adopte pas. Suivant Lokshin et Sajaia (2004) le modèle peut être spécifié comme suit :

$$D_i^* = \lambda z_i + \mu_i \quad (4)$$

$$D_i = 1 \text{ if } D_i^* > 0 \text{ Et}$$

$$D_i = 0 \text{ if } D_i^* < 0$$

L'équation de résultat corrigée pour l'adoption endogène est donnée comme suit :

Régime1 : statut de sécurité alimentaire des ménages adoptants :

$$y_{1i} = \beta_1 X_{1i} + \varepsilon_{1i} \text{ if } D_i = 1 \quad (5a)$$

Régime2 : statut de sécurité alimentaire des Ménages non-adoptants :

$$y_{2i} = \beta_2 X_{2i} + \varepsilon_{2i} \text{ if } D_i = 0 \quad (5b)$$

Où  $y_i$  est binaire et représente l'état de sécurité alimentaire du ménage  $i$  sous le régime 1 et 2.

$X_1$  et  $X_2$  sont des vecteurs de variables faiblement exogènes ;  $Z$  est un vecteur de variable qui détermine un basculement entre les deux régimes.  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  et  $\lambda$  sont les vecteurs de lignes correspondant des paramètres à estimer et  $\mu_i$ ,  $\varepsilon_{1i}$ , et  $\varepsilon_{2i}$  sont les termes d'erreurs.

$\mu_i$ ,  $\varepsilon_{1i}$ , et  $\varepsilon_{2i}$  sont supposés avoir une distribution normale trivariée de moyenne nulle et suivant la matrice de covariance  $\Sigma$  :

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{\mu}^2 & \sigma_{\mu\varepsilon_1} & \sigma_{\mu\varepsilon_2} \\ \sigma_{\varepsilon_1\mu} & \sigma_{\varepsilon_1}^2 & - \\ \sigma_{\varepsilon_2\mu} & - & \sigma_{\varepsilon_2}^2 \end{bmatrix} \quad (6)$$

$\sigma_{\mu}^2$  est la variance de l'erreur de l'équation de sélection ;  $\sigma_{\varepsilon_1}^2$  et  $\sigma_{\varepsilon_2}^2$  sont les variances des erreurs dans les équations de résultats.  $\sigma_{\varepsilon_1\mu}$  est la covariance de  $\mu$  et de  $\varepsilon_1$  ;  $\sigma_{\varepsilon_2\mu}$  est la covariance de  $\mu$  et de  $\varepsilon_2$ .

Comme  $y_{1i}$  et  $y_{2i}$  ne sont pas simultanément observables, la covariance entre  $\varepsilon_2$  et  $\varepsilon_1$  n'est pas définie mais rapportée en tiret dans la matrice. Nous pouvons supposer que  $\sigma_{\mu}^2 = 1$  ( $\lambda$  est seulement estimable jusqu'à un facteur scalaire). Une implication importante de la structure d'erreur est que, comme le terme d'erreur de l'équation de sélection  $D_i$  ( $\mu$ ) est corrélé avec les termes d'erreurs des équations de résultats  $y$  ( $\varepsilon_2$  et  $\varepsilon_1$ ) implique que certaines caractéristiques non observées affectant l'adoption peuvent également affecter l'état de sécurité alimentaire des ménages. Par conséquent, les valeurs attendues de  $\varepsilon_{1i}$  et  $\varepsilon_{2i}$  conditionnelles à la sélection de l'échantillon seraient non nulles. Négliger ce problème d'endogénéité peut conduire à des estimations biaisées.

Si les covariances estimées  $\sigma_{\varepsilon_1\mu}$  et  $\sigma_{\varepsilon_2\mu}$  sont statistiquement significatives alors la décision de la diversification et la sécurité alimentaire sont corrélées, ce qui traduit l'existence des preuves de commutation endogène et par conséquent l'hypothèse d'absence de biais de sélectivité de l'échantillon est rejetée.

Pour résoudre le problème d'endogénéité et de sélection, les études de Feder et al. (1990) et Petrick (2004) ont utilisé la méthode de Heckman (1979) qui consiste en une estimation en deux étapes pour contrôler le biais de sélectivité et corriger l'endogénéité. Cependant cette approche ne permet pas de tenir compte des différences potentielles entre les groupes. Des modèles comme le score de propension et l'« endogenous switching model » consistent à estimer simultanément l'équation de sélection et de résultats (Thapa et al., 2018 ; Snapp et Fisher, 2015) et (Jaleta et al., 2020 ; Baiyegunhi et al., 2022) respectivement. Ces modèles permettent d'exclure le biais de sélection et l'hétérogénéité existants. Cependant, le score de propension s'est avéré peu fiable pour réduire efficacement le biais de sélection causé par des variables non observables. Ce qui conduit à des estimations de score de propension marginal insignifiantes et à des estimations de l'« endogenous switching model » significatives (Shiferaw et al., 2014 ; Mojo et al., 2017 ; Hu et al., 2021). L'« endogenous switching model » est utilisé pour remédier à ces défauts de la méthode du score de propension marginal. Nous estimons les paramètres simultanément en utilisant la méthode du maximum de vraisemblance à informations complètes (FILM) qui est la plus efficace pour estimer le modèle (Lokshin et Sajaia, 2004).

Ce modèle est identifié par des non-linéarités de sa forme fonctionnelle. La fonction de vraisemblance logarithmique pour le système d'équations simultanées est :

$$\ln L_i \sum_{i=1}^N A_i \left[ \ln \Phi \left( \frac{\varepsilon_{1i}}{\sigma_1} \right) - \ln \sigma_1 + \ln \Phi(\theta_{1i}) \right] + (1 - A_i) \left[ \ln \Phi \left( \frac{\varepsilon_{0i}}{\sigma_0} \right) - \ln \sigma_0 + \ln(1 - \Phi(\theta_{0i})) \right] \quad (7)$$

Où  $\Phi(\cdot)$  la fonction de densité cumulative normale et  $A_i$  le poids optionnel pour l'observation

$$\theta_{ij} = \frac{\lambda z_i + \rho_j \varepsilon_{ij}}{\sqrt{1 - \rho_j^2}} \sigma_j \quad (8)$$

$j = 0, 1$  avec :  $\rho_j$  le coefficient de corrélation entre le terme d'erreur  $\mu$  de l'équation de sélection (1) et les termes d'erreurs  $\varepsilon_{ij}$  des équations de résultats 5a 5b.

La résolution du problème de sélection nécessite une identification de l'équation de résultat à partir de l'équation de sélection (Di Falco et al., 2011 et Kassie et al., 2014). Ainsi, à travers la littérature, nous avons suggéré qu'il est probable qu'un ménage pour adopter la diversification dans notre contexte a besoin d'avoir accès aux intrants de production. Une fois les paramètres estimés, les effets conditionnels suivants peuvent être calculés selon l'Endogenous switching probit model :

La structure des effets de traitements conditionnels et les probabilités attendues dans les scénarios réels et contrefactuels sont spécifiées comme suit :

$$(a) \Pr[y_{1i}/X, D_i = 1] = \beta_1 X_{1i} + \sigma_{\varepsilon_1 \mu} \lambda_1 \text{ Adoptant avec adoption} \quad (9a)$$

$$(b) \Pr[y_{2i}/X, D_i = 0] = \beta_2 X_{2i} + \sigma_{\varepsilon_2 \mu} \lambda_2 \text{ Non-adoptant sans adoption} \quad (9b)$$

$$(c) \Pr[y_{2i}/X, D_i = 1] = \beta_2 X_{1i} + \sigma_{\varepsilon_2 \mu} \lambda_1 \text{ Adoptant qui décide de ne pas adopter} \quad (9c)$$

$$(d) \Pr[y_{1i}/X, D_i = 0] = \beta_1 X_{2i} + \sigma_{\varepsilon_1 \mu} \lambda_2 \text{ Non-adoptant qui décide d'adopter} \quad (9d)$$

$\lambda_1$  et  $\lambda_2$  ont été incorporés dans les équations de droite de  $y$  pour saisir tout biais de sélection.

Les situations (a) et (b) sont observées à partir de nos données. Cependant, (c) et (d) sont des situations attendues de façon hypothétique dans lesquelles les personnes traitées se sont avérées non traitées et les personnes non traitées ont été traitées. Les effets du traitement sur les ménages traités (ATT) se définissent comme la différence entre (a) – (c) (Heckman, et al (2001) :

$$ATT = \Pr[y_{1i}/X, D_i = 1] - \Pr[y_{2i}/X, D_i = 1] = (\beta_1 - \beta_2) X_{1i} + (\sigma_{\varepsilon_1 \mu} - \sigma_{\varepsilon_2 \mu}) \lambda_1 \quad (10)$$

De même, l'évolution attendue de l'état de sécurité alimentaire d'un ménage qui ne diversifie pas (ATU) se présente comme suit :

$$ATU = \Pr[y_{1i}/X, D_i = 0] - \Pr[y_{2i}/X, D_i = 0] = (\beta_1 - \beta_2) X_{2i} + (\sigma_{\varepsilon_1\mu} - \sigma_{\varepsilon_2\mu}) \lambda_2 \quad (11)$$

ATE est la moyenne pondérée de ATT et de ATU.

## 2.3 Méthode de collecte des données et définition des variables

### 2.3.1 Données

Les données utilisées proviennent d'enquêtes conduites par le Laboratoire d'Analyse Quantitative Appliquée au Développement-Sahel dans le cadre du Deuxième Programme National de Gestion des Terroirs (PNGT2). Elles ont été collectées durant la campagne 2016-2017 auprès des ménages ruraux du Burkina Faso. Le tirage de l'échantillon s'est fait de façon étagée. Dans un premier temps, les communes représentant chaque région ont été sélectionnées par un tirage aléatoire simple sur la liste de communes rurales constituant la région. Dans un second temps, trois villages ont été tirés au hasard au sein de chaque commune retenue. Enfin, dans chaque village, les ménages ont été tirés de façon aléatoire. La taille de l'échantillon a été établie à 90 communes, avec 3 villages par commune soit un échantillon de 270 villages. Dans chaque village, 8 ménages ont été enquêtés, soit un total de 2160 ménages. Les informations collectées incluent des données sur les caractéristiques démographiques des ménages, les investissements agricoles effectués sur les parcelles, les droits de propriété foncière et les caractéristiques liées aux sols. L'analyse effectuée dans cette recherche porte sur toutes les spéculations majeures à savoir le mil, le maïs, le sorgho, le niébé, le coton, le sésame, l'arachide, le riz et le wandzou. Elle tient compte de toutes les associations de cultures qui ont été faites par les exploitants.

### 2.3.2 Définition et choix des variables

La littérature nous renseigne sur les facteurs susceptibles d'affecter la diversification des cultures et leurs effets attendus sur la sécurité alimentaire. L'hypothèse principale qui sous-tend ce travail est que la diversification a un effet positif sur la sécurité alimentaire. De cette hypothèse, les facteurs susceptibles d'influencer la diversification des cultures peuvent également avoir le même effet attendu sur la sécurité alimentaire. Ces facteurs sont entre autres les caractéristiques du ménage, les facteurs internes à la ferme et les facteurs externes qui sont souvent liés à l'emplacement de la ferme.

Au Burkina Faso, les exploitations agricoles sont dominées par des chefs de ménage masculin. Ces derniers ont plus accès aux ressources productives que les ménages femmes et influencent la prise de décisions en matière de production. La décision de diversification est une question de choix et d'accès aux ressources disponibles. On s'attend donc à ce que les femmes adoptent moins la diversification en s'appuyant sur les travaux de Sichoongwe et al. (2014).

Le signe de l'âge du chef de ménage reste non tranché dans la littérature sur la diversification. D'une part, les jeunes agriculteurs sont plus susceptibles de pratiquer la diversification. Ils sont plus réticents aux risques et sont souvent aussi moins riches que les personnes âgées. Ils diversifient leur production par nécessité de renforcer leur exploitation agricole (Pop et Prescott, 1980). D'autre part, les agriculteurs plus âgés sont plus susceptibles d'avoir accès aux ressources productives et à l'information. Ils sont donc plus susceptibles de diversifier leurs cultures (Asante et al., 2017).

La taille du ménage est captée par le nombre d'individu vivant dans le ménage. Son signe attendu est positif. Certains auteurs stipulent que le nombre d'actifs est important lorsque la taille est élevée. Ce qui permet au ménage de se diversifier dans plusieurs entreprises agricoles (Piya et Lall, 2013 ; Kassie et al., 2012). L'éducation du ménage suppose que le ménage a au moins une éducation. En se basant sur la théorie du capital humain, il est attendu que son signe soit positif. En effet l'éducation accroît la capacité de l'agriculteur à obtenir des informations sur l'agriculture et à améliorer sa capacité de gestion (Gauchan, et al., 2006 ; Van Dusen et Taylor 2005, ; Ibrahim et al., 2009).

Les fertilisants agricoles sont captés par les quantités d'engrais et de fumures utilisées sur les parcelles agricoles. Il est attendu un signe positif en s'appuyant sur plusieurs travaux (Mesfin et al., 2011; Adjimoti et al., 2017). Le revenu non agricole est capté par le revenu hors activité agricole. Le signe attendu est négatif. En effet, il est possible que des revenus plus élevés provenant d'activités non agricoles puissent affecter l'intérêt de l'agriculteur et conduire au détournement des ressources hors de l'agriculture (Rahman, 2008). La superficie de l'exploitation est supposée affecter positivement la diversification des cultures. Il est montré que les grandes exploitations sont plus aptes à se diversifier. Ainsi donc, plus cette proportion est grande plus l'indice de diversification tend à s'améliorer stipulant une convergence vers un niveau élevé de diversification (Ilbery, 1991 ; McNally, 2001 ; Pope et Prescott, 1980).

Le revenu agricole est capté par les ventes issues de la production agricole. Il est attendu que le signe de cette variable soit positif. Les revenus agricoles pourraient donc encourager les ménages agricoles dans leur activité de production. On s'attend donc à ce que le revenu agricole

affecte positivement la diversification en s'appuyant sur les travaux de Basantaraya et Nancharaiah (2017). Le statut individuel de la parcelle suppose que la parcelle est individuelle au ménage agricole. On s'attend à ce que la diversification des cultures soit plus pratiquée sur ces parcelles individuelles, en ce sens que le ménage est plus libre dans la prise de décision d'adoption.

Les caractéristiques liées à l'exploitation sont aussi des éléments clés dans l'adoption de la diversification. En fonction de la topo-séquence de la parcelle, un ménage peut décider de diversifier ses cultures. Les terres plus fertiles comme celles situées dans les bas-fonds sont moins affectées par les changements climatiques. Le ménage est donc relativement moins susceptible de mettre en œuvre des stratégies d'adaptation comme la diversification. Cependant la situation « bas de pente » influence positivement la diversification des cultures en ce sens que lorsque la parcelle est située en bas de pente, le ménage est plus disposé à diversifier sa production pour minimiser les risques de pertes de production (Cutforth et al., 2001).

### **3 Résultats et discussion**

#### **3.1 Résultats**

Le tableau1 présente la comparaison des moyennes des caractéristiques des ménages diversifiants et non-diversifiants. Les résultats indiquent que la proportion de sécurité alimentaire de ceux qui diversifient est inférieur à la proportion de sécurité alimentaire de ceux qui ne diversifient pas de l'ordre de 4.58%. Ce qui traduit qu'en termes de consommation alimentaire, les ménages diversifiants ont une faible accessibilité alimentaire que les ménages non-diversifiants. Il ressort qu'en moyenne, les chefs de ménages qui diversifient leurs cultures sont plus des hommes et sont plus âgés que ceux du groupe non-diversifiants. En termes de revenu, les résultats indiquent que le revenu agricole et non-agricole des diversifiants sont supérieurs à ceux des non-diversifiants de l'ordre de 89643 FCFA et 22008 FCFA respectivement.

En se référant aux caractéristiques des parcelles, il ressort qu'en moyenne, les diversifiants exploitent plus sur des parcelles individuelles et de grandes superficies que les non-diversifiants. Les statistiques montrent qu'en moyenne, les parcelles à forte pente sont exploitées par 62,38% des ménages diversifiants et par 41,30% des ménages non-diversifiants. Les statistiques montrent également qu'en moyenne, les ménages diversifiants utilisent plus la fumure organique dans leur activité de production que les ménages non-diversifiant.

**Tableau 1 : Test de comparaison des moyennes des caractéristiques des ménages agricoles diversifiants et non-diversifiants**

Variables	Diversifiants	Non-Diversifiants	Différence entre les moyennes
Sécurité alimentaire (1, 0 sinon)	0.5778	0.6236	0.0458**
Age	48.225	46.788	-1.4370**
Homme (1, 0 sinon)	0.947619	0.9084	-0.03917***
Education (1, 0 sinon)	0.2015873	0.2065	0.0049
Superficie	5.200365	3.4212	-1.7792***
Revenu agricole	189634.5	99991.2	-89643.31***
Revenu non-agricole	157765.1	135756.3	-22008.78**
Taille du ménage	8.4174	7.3377	-1.0797***
Parcelle individuelle (1, 0 sinon)	0.7460	0.5442	-0.2018***
Parcelle en pente (1,0 sinon)	0.6238	0.4130	-0.2108***
Engrais	31.7944	32.2982	0.5037
Fumure	11.0500	7.5946	-3.4555***
Observation	1613		

**Source** : Données d'enquête PNGT2 (2017)

Le tableau 2 présente les résultats d'estimation du modèle. Les résultats montrent que le test de significativité globale du modèle montre que le modèle est globalement significatif (Prob > chi2 = 0,0000). Le test du rapport de vraisemblance pour l'indépendance conjointe rejette l'hypothèse H0 que  $\sigma_{\varepsilon^1 \mu} = \sigma_{\varepsilon^2 \mu}$  : prob > chi2 = 0,050. Par conséquent l'hypothèse d'existence de biais de sélection est confirmée. Le modèle utilisé est donc adéquat et répond donc à la prédiction. Les coefficients de corrélation (rho 0 et rho 1) sont tous deux positifs mais ne sont significatifs que pour la corrélation entre l'équation de diversification et l'équation de sécurité alimentaire. Etant donné que le rho 1 est positif et significativement différent de 0, il existe un biais de sélection négatif entre la diversification des cultures et la sécurité alimentaire. Par conséquent le modèle suggère que les ménages agricoles qui choisissent la diversification ont plus de probabilité d'être en insécurité alimentaire qu'un ménage aléatoire de l'échantillon.

## 3.2 Discussion

### 3.2.1 Les déterminants de la diversification des cultures

La deuxième colonne du tableau 2 présente les déterminants de la diversification des cultures. Les résultats montrent que l'effet estimé de la superficie est positivement lié à la probabilité d'adoption de la diversification des cultures. Ce qui veut dire que plus la superficie est grande plus le ménage a la possibilité d'expérimenter d'autres cultures. Des auteurs comme Li et al. (2021) ont trouvé que la diversité des cultures augmentait avec la taille des terres. La taille du ménage est quant à elle positivement corrélée à la diversification des cultures. Ce qui veut dire que plus la taille du ménage est élevée plus le ménage diversifie sa production. En effet, si l'augmentation de la taille équivaut à une augmentation du nombre d'actif, cela peut motiver le ménage à diversifier sa production étant donné que l'agriculture est intensive en travail. Priscilla et al. (2021) ont montré que le nombre d'actif dans le ménage affecte positivement la diversification des cultures. Il ressort que la vente agricole des ménages influence positivement la probabilité d'adoption de la diversification. Ce résultat implique que les ménages agricoles qui adoptent la diversification ont plus de chance de générer plus de revenu agricole. Ce résultat confirme celui trouvé par Basantaraya et Nancharaiah (2017) sur la relation positive entre la diversification et le revenu agricole.

Le statut de la parcelle a un effet positif sur la probabilité d'adoption de la diversification. Ce qui signifie que les ménages produisant sur des parcelles individuelles sont plus flexibles à la diversification. En effet, lorsque la parcelle est exploitée individuellement le ménage a plus d'autorité et de responsabilité en termes de prise de décisions de production. La variable « bas de pente » a un effet positif et significatif sur la probabilité d'adoption de la diversification. Ce qui signifie que les ménages agricoles exploitant sur des parcelles « bas de pente » ont plus de chance d'adopter la diversification des cultures. Ce résultat corrobore avec celui trouvé par Cutforth et al. (2001) qui ont montré que les agriculteurs de la région avec le degré le plus élevé de terres en pente ont une diversité de cultures significativement plus élevée que les autres agriculteurs.

Les résultats montrent également que l'utilisation de la fumure organique est positivement liée à la probabilité d'adoption de la diversification. Ce qui signifie que plus la fumure organique est accessible, plus les ménages diversifient leur production. Ahmed et al. (2017) ont montré qu'il existe une relation positive entre le fumier et la diversification des cultures. Il ressort par contre que les ménages utilisant l'engrais ont moins de chance d'adopter la diversification des cultures en particulier là où ces intrants sont rares et coûteux comme au Burkina Faso. Ce

résultat corrobore celui de Adjimoti et al. (2017) qui ont montré que l'accès aux engrais et aux semences affectent négativement la diversité des cultures au Bénin.

### **3.2.2 Les déterminants de la sécurité alimentaire**

La troisième et quatrième colonne du tableau 2 présentent les déterminants de la sécurité alimentaire des ménages diversifiants et non diversifiants respectivement. Les résultats présentent des différences systématiques entre les deux états. Ils indiquent que l'éducation affecte positivement et significativement la sécurité alimentaire des ménages non-diversifiants. Par contre elle reste négative et non significative pour les ménages diversifiants. Il ressort que la taille du ménage affecte négativement et significativement la sécurité alimentaire des deux groupes (diversifiants et non-diversifiants).

Pour les ménages diversifiants, il ressort que les caractéristiques de la parcelle telles que la superficie, l'exploitation individuelle et la toposéquence (bas de pente) affectent positivement et significativement la sécurité alimentaire des ménages. Par contre ces caractéristiques n'ont aucun effet sur la sécurité alimentaire des ménages non diversifiants. Ce qui laisse croire que pour les ménages non-diversifiants, l'agriculture contribue moins à leur sécurité alimentaire. En effet, lorsqu'on s'intéresse au revenu agricole, les résultats montrent que celui-ci est positif et significatif sur la sécurité alimentaire des ménages diversifiants mais reste cependant non significatif et négatif pour les ménages non-diversifiants. De plus, bien que le revenu non agricole n'influence pas significativement la sécurité alimentaire des deux groupes, sa contribution reste plus importante chez les ménages non-diversifiants (0.8%) que chez les ménages diversifiants (0.06%).

**Tableau 2 : déterminants de la sécurité alimentaire des ménages diversifiants et non-diversifiants**

VARIABLES	Diversification des cultures	Diversifiants	Non-diversifiants
	Sélection	Sécurité alimentaire	Sécurité alimentaire
Age	0.00268 (0.00248)	0.00192 (0.00261)	0.00100 (0.00307)
Sexe	0.0602 (0.139)	0.200 (0.151)	0.114 (0.148)
Education	-0.116 (0.0861)	-0.0695 (0.0924)	0.213* (0.111)
Log-superficie	0.553*** (0.0521)	0.441*** (0.0598)	0.141 (0.103)
Log-revenu-agricole	0.0485*** (0.00698)	0.0359*** (0.00722)	-0.000841 (0.0101)
Log-Revenu Non-Agricole	-0.00124 (0.00569)	0.000657 (0.00616)	0.00797 (0.00696)
Taille	0.0237*** (0.00910)	-0.0460*** (0.0104)	-0.0688*** (0.0140)
Parcelle individuelle	0.488*** (0.0718)	0.347*** (0.0785)	0.0792 (0.111)
Parcelle-Pente	0.318*** (0.0677)	0.308*** (0.0719)	0.0974 (0.0972)
Log-fumure	0.0404** (0.0199)		
Log-engrais	-0.0329*** (0.0127)		
Constant	-2.124*** (0.201)	-1.920*** (0.213)	0.517** (0.245)
Rho1	1*** (6.73 e-12)		
Rho0	0.29 (0.328)		
LR test independence (rho1=rho0=0): chi2(2) = 13.93 Prob > chi2 = 0.001			
Observations	1613		

\*\*\* significatif à 1%, \*\*significatif à 5%, \* significatif à 10%

Source : Données d'enquête PNGT2 (2017)

### 3.2.3 Les effets moyens du traitement

Le tableau 3 présente les résultats des effets moyens du traitement. En utilisant la commande `predict` en Stata 15, nous avons généré des estimations de l'effet moyen du traitement sur les personnes traitées (ATT), de l'effet moyen du traitement sur les personnes non traitées (ATU) et de l'effet moyen du traitement (ATE), qui est la moyenne pondérée des deux premiers. Le tableau montre que les estimations de ces effets moyens traduisent des impacts négatifs et significatifs de la diversification des cultures sur la sécurité alimentaire des ménages pour toutes les catégories de ménages.

L'estimation de l'ATT montre qu'en moyenne les ménages diversifiants auraient augmenté leur sécurité alimentaire de 18,74% s'ils n'avaient pas diversifié. De même, l'estimation de l'ATU indique que les ménages agricoles qui n'ont effectivement pas diversifiés auraient réduit leur sécurité alimentaire de 62,51% s'ils avaient diversifié. Pour l'ATE, son estimation négative représentant l'effet du traitement pour l'ensemble de l'échantillon indique également que les ménages ruraux auraient réduit leur sécurité alimentaire d'environ 45,43% s'ils avaient diversifié leurs cultures. Aux vues de ces résultats, une tendance se dégage : accroître la diversité des cultures pour les ménages agricoles peut contribuer à dégrader leur sécurité alimentaire.

Le principal résultat est que les ménages qui cultivent un ensemble plus diversifié de cultures sont plus susceptibles d'être dans l'insécurité alimentaire. Vu sous cet angle, les ménages agricoles qui pratiquent la diversification des cultures enregistrent de faibles rendements agricoles. Les agriculteurs du Burkina Faso comme de l'ensemble de l'Afrique subsaharienne sont confrontés à de multiples difficultés combinées telles que le stress hydrique, la dégradation continue des terres et la faible fertilité des sols en raison des effets du changement climatique (Maré et al., 2022). Par conséquent lorsque la diversification n'est pas accompagnée par une utilisation des engrais, cela peut limiter ses effets attendus qui est l'amélioration de la production et de la consommation alimentaire en générale.

Adjimoti et al. (2017) avaient trouvé également qu'au Bénin, la diversification n'était pas accompagnée par une application de l'engrais. Coulibaly (2021) avait trouvé au Burkina Faso que la monoculture tend à améliorer la productivité agricole au Burkina Faso. Sibhatu et al. (2015), avaient trouvé en Indonésie, en Éthiopie, au Malawi et au Kenya que lorsque la diversité de la production est élevée, l'association avec la diversité alimentaire n'est pas significative ou devient même négative en raison du manque à gagner de la spécialisation. Asfaw et al. (2019) au Niger avaient trouvé que l'association moyenne entre le revenu et la

diversification des cultures n'est pas statistiquement différente de zéro ou devient même négative.

**Tableau 3 : Effet moyen du traitement de la diversification des cultures sur la sécurité alimentaire**

<b>Variables</b>	<b>Observations</b>	<b>Coefficients (mean) %</b>
TT	630	-18. 74%
TU	983	-62, 51%
TE	1,613	-45, 43%

**Source :** Données d'enquête PNGT2 (2017)

## Conclusion et implications politiques

Cet article a tenté d'évaluer les effets de la diversification des cultures sur la sécurité alimentaire des ménages agricoles au Burkina Faso. L'analyse s'est basée sur le concept de l'utilité aléatoire et stipule que les ménages agricoles adoptent la diversification des cultures dans le but de maximiser leur utilité. Cette analyse a utilisé l'« endogenous switching model » via des simulations factuelles-contrefactuelles. L'originalité du modèle est qu'il permet la prise en compte de la sélectivité au niveau de la diversification et le problème d'hétérogénéité. De façon spécifique, nous avons d'abord calculé l'indice de diversité en utilisant l'indice de Simpson. Cet indice permet de calculer le niveau de diversification tout en se référant à la distribution des superficies allouées aux différentes cultures. Ensuite à travers l'« endogenous switching Probit » nous avons confirmé l'existence du biais de sélection et analyser les déterminants de la diversification et de la sécurité alimentaire des ménages diversifiants et non-diversifiants. Enfin nous avons calculé les effets moyens de traitement. Les données utilisées sont les données du PNGT2 (2017).

Les résultats d'estimation de l'évaluation d'impact ont indiqué que l'engagement dans la diversification des cultures a réduit la sécurité alimentaire des ménages de l'ordre de 45,43%. Le résultat a été interprété en analysant l'intensité d'utilisation des engrais et les risques potentiels de production compte tenu du problème de fertilité des sols.

Par ailleurs, d'autres variables se sont révélées significatives. La superficie, le revenu agricole, le statut de la parcelle, la toposéquence de la parcelle, la quantité de fumure et la quantité d'engrais utilisée ont eu des effets significatifs sur la diversification des cultures. La superficie, le revenu agricole, la taille, le statut de la parcelle et la toposéquence de la parcelle ont eu des effets significatifs sur la sécurité alimentaire des ménages diversifiants.

Les résultats obtenus de manière générale infirment notre hypothèse principale selon laquelle, la diversification a un effet significatif et positif sur la sécurité alimentaire des ménages agricoles. Dans ce contexte, il devient alors primordial de promouvoir l'utilisation de l'engrais afin d'atténuer les effets négatifs de la dégradation des sols et améliorer la croissance des cultures. Pour cela, il est nécessaire de disponibiliser l'engrais et de le rendre accessible à moindre coût aux ménages agricoles. Cela peut se faire à travers les programmes de subventions avec une couverture plus large de régions. Ce qui pourrait permettre aux ménages diversifiants de bénéficier des avantages liés à la diversification des cultures.

Les analyses menées dans cette recherche sont basées essentiellement sur des variables observables. La prise en compte des variables non observables comme la perception des risques peut contribuer à une meilleure compréhension des choix des ménages agricoles.

## Références

- Adjimoti, G., Kwadzo, G., Sarpong, D., & Onumah, E. (2017). Input policies and crop diversification: Evidence from the Collines Region in Benin. *African Development Review*, 29(3), 512–523.
- Ahmed, M. H., Geleta, K. M., Tazeze, A., Mesfin, H. M., & Tilahun, E. A. (2017). Cropping systems diversification, improved seed, manure and inorganic fertilizer adoption by maize producers of eastern Ethiopia. *Journal of Economic Structures*, 6(1), 1-16.
- Anuja, A. R., Shivaswamy, G. P., Ray, M., & Singh, K. N. (2022). Pattern of crop diversification and its implications on undernutrition in India. *CURRENT SCIENCE*, 122(10), 1154.
- Asfaw, S., Pallante, G., & Palma, A. (2018). Diversification strategies and adaptation deficit: evidence from rural communities in Niger. *World Development*, 101, 219–234.
- Asfaw, S., Scognamillo, A., Di Caprera, G., Sitko, N., & Ignaciuk, A. (2019). Heterogeneous impact of livelihood diversification on household welfare: Cross-country evidence from Sub-Saharan Africa. *World Development*, 117, 278-295.
- Baiyegunhi, L. J., Akinbosoye, F., & Bello, L. O. (2022). Welfare impact of improved maize varieties adoption and crop diversification practices among smallholder maize farmers in Ogun State, Nigeria. . *Heliyon*, 8(5).
- Basantaraya, A. K., & Nancharaiyah, G. (2017). Relationship between Crop Diversification and Farm Income in Odisha: An Empirical Analysis. . *Agricultural Economics Research Review*, 30, 45-58.
- Bellon, M., Kotu, B., Azzarri, C., & Caracciolo, F. (2020). To diversify or not to diversify, that is the question. Pursuing agricultural development for smallholder farmers in marginal areas of Ghana. *World Development*, 104682., 125, .
- Bozzola, M., & Smale, M. (2020). The welfare effects of crop biodiversity as an adaptation to climate shocks in Kenya. *World Development*, 105065, 135, .

- Coulibaly, D. A. (2021). An analysis of the Impact of Land Tenure Security on Agricultural Productivity in Burkina Faso.
- Cutforth, L. B., Francis, C. A., Lynne, G. D., Mortensen, D. A., & Eskridge, K. M. (2001). Factors affecting farmers' crop diversity decisions: An integrated approach. *American Journal of Alternative Agriculture*, 16(4), 168-176.
- Di Falco, S., & Chavas, J.-P. (2008). Rainfall shocks, resilience, and the effects of crop biodiversity on agroecosystem productivity. *Land Economics*, 84(1), 83–96.
- Di Falco, S., Bezabhi, M., & Yesuf, M. (2010). Seeds for livelihood: Crop biodiversity and food production in Ethiopia. *Ecological Economics*, 69(8), 1695-1702.
- Di Falco, S., Veronesi, M., & Yesuf, M. (2011). Does Adaptation to Climate Change Provide Food Security? A Micro-Perspective from Ethiopia. *American Journal of Agricultural Economics*, 93(3), 829–846.
- Doubogan, Y. O., Dramane, D. A., & Hadonou, J. C. (2018). Gouvernance climatique au Bénin: la sécurité alimentaire à l'épreuve du changement climatique. *Revue des Etudes Multidisciplinaires en Sciences Economiques et Sociales*, 3(3).
- Feder, G., Lau, L. J., Lin, J.Y, & Luo, X. (1990). The Relationship between Credit and Productivity in Chinese Agriculture: A Microeconomic Model of Disequilibrium. *American Journal of Agricultural Economics*, 72(5), 1151-1157.
- Gauchan, D., Smale, M., Maxted, N., & Cole, M. (2006). Managing rice biodiversity on farms: The choices of farmers and breeders in Nepal. . *Published by CABI in association with IFPRI, FAO, and Biodiversity International (formerly IPGRI)*, 162–175.
- GIEC. (2007). *Contribution du Groupe de travail II au quatrième Rapport d'évaluation du Groupe d'experts intergouvernemental sur l'évolution du climat. Résumé à l'intention des décideurs*. . Genève: Organisation météorologique.
- Govere, J., & Jayne, T. (2003). Cash cropping and food crop productivity: synergies or trade-offs? . *Agricultural Economics*, 39–50.
- Heckman, J. (1979). Sample selection bias as a specification error. . *Econometrica*, 47, 153–161.
- Hu, Z., Feng, Q., Ma, J., & Zheng, S. (2021). Poverty Reduction Effect of New-Type Agricultural Cooperatives: An Empirical Analysis Using Propensity Score Matching and Endogenous Switching Regression Models. . *Mathematical Problems in Engineering (Hindawi)* .

- Ibrahim, H., Rahman, S., Envulus, E., & Oyewole, S. (2009). Income and crop diversification among farming households in a rural area of north central Nigeria. ., 84-89.
- Ilbery, B. (1991). Farm diversification as an adjustment strategy on the urban fringe of the West Midlands. . *Journal of Rural Stud*, , 207–218.
- INSD. (2017). Annuaire statistique 2016, Burkina Faso, . 370 .
- Jaleta, M., Merenya, P., Beshir, B., & Erenstein, O. (2020). Does crop diversification reduce downside risk of external maize yield-enhancing technology? Evidence from Ethiopia. *African Journal of Agricultural and Resource Economics*, 15, 95-110.
- Kassie, M., Jaleta, M., & Mattei, A. (2014). Evaluating the impact of improved maize varieties on food security in Rural Tanzania: Evidence from a continuous treatment approach. *Food Security*, 217-230.
- Lawin, K. G., & Tamini, L. D. (2017). Risk preferences and crop diversification amongst smallholder farmers in Burkina Faso . (No. 1910-2017-1299).
- Lay, J., Narloch, U., & Mahmoud, T. O. (2009). Shocks, structural change, and the patterns of income diversification in Burkina Faso. *African Development Review*, 21(1), 36-58.
- Li, C., Chen, X., Jiang, A., Lee, M. B., Mammides, C., & Goodale, E. (2021). Socioeconomic determinants of crop diversity and its effect on farmer income in guangxi, southern China. *Agriculture*. 336; <https://doi.org/10.3390/agriculture11040336>, 11(4).
- Lokshin, M., & Sajaia, Z. (2004). Maximum Likelihood Estimation of Endogenous Switching Regression Models. . *The Stata Journal*, 282-289.
- Lourme-Ruiz, A., Dury, S., & Martin-Prével, Y. (2021). Linkages between dietary diversity and indicators of agricultural biodiversity in Burkina Faso. *Food Security*,, 13(2), 329-349.
- Mango, N., Makate, C., Mapemba, L., & Sopo, M. (2018). The role of crop diversification in improving household food security in central Malawi. *Agriculture & Food Security*, 7(7).
- Maré, T. F., Zahonogo, P., & Savadogo, K. (2022). Factors affecting sustainable agricultural intensification in Burkina Faso. *International Journal of Agricultural Sustainability*, , 1-12.
- McNally, S. (2001). “Farm Diversification in England and Wales—What Can We Learn from Farm Business Survey? . *Journal. Rural Studies*,, , 247-257.
- Mengistu, D. D., Degaga, D. T., & Tsehay, A. S. (2021). Analyzing the contribution of crop diversification in improving household food security among wheat dominated rural

- households in Sinana District, Bale Zone, Ethiopia. *Agriculture & Food Security* , 10(7).
- Mesfin, W., Fufa, B., & Haji, J. (2011). Pattern, trend and determinants of crop diversification: Empirical evidence from smallholders in Eastern Ethiopia. *Journal of Economics and Sustainable Development* , 78–89.
- Michler, J., & Josephson, A. (2017). To Specialize or Diversify Agricultural Diversity and Poverty Persistence in Ethiopia. . *World development*.
- Mojo, D., Fischer, C., & Degefa, T. (2017). “The determinants and economic impacts of membership in coffee farmer cooperatives: recent evidence from rural Ethiopia,”. *Journal of Rural Studies*, 50, 84–94.
- Mulwa, C. K., & Visser, M. (2020). Farm diversification as an adaptation strategy to climatic shocks and implications for food security in northern Namibia. . *World Development*, 129, 104906. doi:10.1016/j.worlddev.2020.104906 .
- Mulwa, C., Marenya, P., & Kassie, M. (2017). Response to climate risks among smallholder farmers in Malawi: a multivariate probit assessment of the role of information, household demographics, and farm characteristics. *Climate Risk Management*, 16, 208–221.
- Ogundari, K. (2013). Crop diversification and technical efficiency in food crop production A study of peasant farmers in Nigeria. . *International Journal of Social Economics*.
- Orr, A. (2000). Green gold? burley tobacco, smallholder agriculture and poverty allevation in Malawi. . *World Development* , 347–363.
- Pellegrini, L., & Tasciotti, L. (2014). Crop diversification, dietary diversity and agricultural income: empirical evidence from eight developing countries. *Canadian Journal of Development Studies / Revue canadienne d'études du développement*, 35(2), 211-227.
- Petrick, M. (2004). Farm investment, credit rationing, and governmentally promoted credit access in Poland: a cross-sectional analysis. . *Food Policy* , 275–294.
- Piya, L., & Lall, K. (2013). Determinants of adaptation practices to climate change by Chepang households in the rural Mid-Hills of Nepal. . *Regional Environmental Change*.
- Pope, R. D., & Prescott, R. (1980). “Diversification in Relation to Farm Size and Other Socioeconomic Characteristics. . “*American Journal. Agricultural Economics*, , 554 559.

- Priscilla, L., Sharma, P., & Kar, P. .. (2021). Economic impact of crop diversification in North-East India: Evidence from household-level survey. Priyajoy, Economic Impact of Crop Diversification in North-East India: Evidence From Household-Level Survey (Ma. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3826910> .
- Reardon, T., Delgado, C., & Matlon, P. (1992). Determinants and effects of income diversification amongst farm households in Burkina Faso., *The Journal of Development Studies*, 28(2), 264-296.
- Shiferaw, B., Kassie, M., Jaleta, M., & Yirga, C. (2014). Adoption and Impacts of improved wheat varieties on food security in Ethiopia. . *Food Policy*, , 272-284.
- Sibhatu, K. T., Krishna, V. V., & Qaim, M. (2015). Production diversity and dietary diversity in smallholder farm households. . *Department of Agricultural Economics and Rural Development*.
- Sichoongwe, K., Mapemba, L., Tembo, G., & Ng'ong'ola, D. (2014). The Determinants and Extent of Crop Diversification Among Smallholder Farmers: A Case Study of Southern Province Zambia. *Journal of Agricultural Science*, 6(11).
- Snapp, S. S., & Fisher, M. (2015). “Filling the maize basket” supports crop diversity and quality of household diet in Malawi. *Food Security*, , 7(1), 83-96.
- Tesfaye et Tirivayi, (2020): Diversité des cultures, bien-être des ménages et lissage de la consommation en cas de risque : preuves de l'Ouganda rural. *World development*, vol 125
- Thapa, G., Kumar, A., Roy, D., & Joshi, P. K. (2018). Impact of crop diversification on rural poverty in Nepal. *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroeconomie*, 66(3), 379-413.
- USAID. (2014). *Agriculture and Food Security in Burkina Faso USAID*. . Fact Sheet.
- Van Dusen, M. E., & Taylor, J. E. (2005). Missing markets and crop diversity: Evidence from Mexico. *Environment and Development Economics*, 513–531.