

Effet du changement climatique sur la sécurité alimentaire dans l'UEMOA

Effect of climate change and food security in WAEMU

Galo BA

Enseignant chercheur vacataire
Faculté des Sciences économiques et de Gestion
Université Cheikh Anta DIOP Sénégal
Laboratoire d'Analyse, de recherche et d'études de développement

Date de soumission : 22/01/2025

Date d'acceptation : 05/03/2025

Pour citer cet article:

BA. G. (2025) « Effet du changement climatique sur la sécurité alimentaire dans l'UEMOA », Revue Française d'Économie et de gestion « Volume 6 : Numéro 3 » pp : 213- 234.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0 International License



Résumé

Cet article a pour objectif d'évaluer les effets du changement climatique tels que : la température, les précipitations, les émissions de CO₂ par habitant sur la sécurité alimentaire dans l'UEMOA. L'approche ricardienne en données de panel avec l'estimateur à effets fixes sont utilisés pour des données couvrant la période 1990-2023. Les résultats de l'estimation révèlent que la température a un impact négatif et significatif sur la sécurité alimentaire. Les émissions de CO₂ ont un effet remarquablement négatif sur la sécurité alimentaire. En revanche, les précipitations affichent un coefficient significativement positif sur la sécurité alimentaire. Il en résulte que l'impact de la température apparaît plus élevé sur la sécurité alimentaire que celui des précipitations. Cela voudra dire que la sécurité alimentaire dans l'UEMOA est influencée plus l'augmentation de la température.

Mots-clés : changement climatique ; sécurité alimentaire ; Approche Ricardienne ; Effets Fixes ; UEMOA.

Abstract

This article aims to evaluate the effects of climate change such as: temperature, precipitation, CO₂ emissions per capita on food security in WAEMU. The Ricardian approach in panel data with the fixed effects estimator is used on data covering the period 1990-2023. The estimation results reveal that temperature has a negative and significant impact on food security. CO₂ emissions have a significantly negative effect on food security. On the other hand, precipitation displays a significantly positive coefficient on food security. As a result, the impact of temperature appears greater on food security than that of precipitation. This means that food security in WAEMU is influenced more by the increase in temperature.

Keywords: Climate change; Food security; Ricardian Approach; Fixed effects; WAEMU.

Introduction

Dans un contexte mondial de plus en plus marqué par le dérèglement climatique, comprendre l'effet du changement climatique sur la sécurité alimentaire est important, en particulier pour les pays de l'UEMOA, confrontées plus que d'autres pays à d'importants défis climatiques et d'insécurité alimentaire. La relation entre la sécurité alimentaire et le changement climatique est un thème qui suscite depuis plusieurs années un grand intérêt chez les chercheurs.

La sécurité alimentaire est un concept multidimensionnel complexe. Selon la FAO (1996), la sécurité alimentaire existe « lorsque toutes les personnes, à tout moment, ont un accès physique, social et économique à une nourriture suffisante, saine et nutritive, leur permettant de satisfaire leurs besoins et préférences alimentaires pour mener une vie saine et active ».

L'insécurité alimentaire est la conséquence des événements météorologiques extrêmes et de la variabilité climatique, de la dépendance de la région à l'égard de l'agriculture pluviale, et de la croissance rapide de la population. En effet, l'ASS est considérée comme l'une des régions les plus sensibles, puisque 34 des 50 pays les plus vulnérables au climat se trouvent dans cette région (Nkemelang et al., 2018). De nombreuses populations agricoles de cette région sont exposées aux sécheresses induites par le changement climatique et à la hausse des températures (Yamusa et al., 2015). Ces chocs se sont combinés ces dernières années pour faire grimper les prix des denrées alimentaires, réduire la disponibilité et l'accès à la nourriture et plonger des millions de personnes dans la faim et la pauvreté. Le changement climatique menace ainsi la sécurité alimentaire (IPCC, 2021).

Selon la FAO (2020), le nombre de personnes sous-alimentées dans le monde a probablement augmenté entre 83 et 132 millions et pourrait atteindre 840 millions (9,8 %) d'ici 2030. Selon l'UNFAO (2023), la crise alimentaire mondiale et l'insécurité alimentaire grave se sont aggravées en 2022 en raison de chocs économiques, de circonstances géopolitiques, du changement climatique et de la survenue d'événements météorologiques extrêmes (Amiraslani et Dragovich, 2023, Lee et al., 2023 ; Yahya et Lee, 2023).

L'Afrique subsaharienne connaît l'une des crises alimentaires les plus alarmantes depuis des décennies, tant par sa gravité que par son étendue géographique. En effet, en ASS, la part de la population confrontée à l'insécurité alimentaire est plus du double de celle de toute autre région du monde (IFPRI, 2023). Environ 12.5 millions de personnes dans l'UEMOA, soit environ 9% de la population, étaient sous-alimentées et en situation d'insécurité alimentaire en 2022. Le nombre de personnes en insécurité alimentaire est estimé à 35,3 millions en avril 2024.

C'est dans ce contexte que s'inscrit notre problématique de recherche, consacrée à la relation qui existe entre le changement climatique et la sécurité alimentaire dans l'UEMOA.

La divergence des résultats nous conduit à se demander dans quelle mesure les effets du changement climatique affectent-ils la sécurité alimentaire dans l'UEMOA ?

Ainsi l'objectif principal de cette étude est d'évaluer les effets de la température annuelle moyenne (Temp), de la moyenne annuelle des précipitations (Prec), et des émissions annuelles de CO₂ par habitant (CO₂h) sur l'indice de la production alimentaire, utilisé ici comme proxy de la sécurité alimentaire. L'approche ricardienne en données de panel est employée à cet effet, sur des données annuelles, couvrant la période 1990-2023.

Cette recherche s'articule donc autour de trois sections distinctes : La première section est consacrée à la revue de la littérature, la deuxième section concerne l'analyse des données, la méthodologie et la technique d'estimation et en fin la troisième section est dédiée à la présentation et à une interprétation des résultats du modèle.

1 Revue de la littérature

Une littérature abondante et sans cesse croissante a mis en évidence les effets du changement climatique sur la sécurité alimentaire. Ainsi cette section comporte deux (2) parties : les fondements théoriques et les travaux empiriques.

1.1 Revue théorique

La théorie néoclassique de la croissance économique fournit un cadre utile pour comprendre la relation entre la sécurité alimentaire et le changement climatique. Dans cette théorie, la sécurité alimentaire est déterminée par l'offre de capital, de main-d'œuvre et de technologie, qui sont les moteurs de la croissance économique (Mankiw et al., 1992). Le changement climatique peut avoir un impact sur la sécurité alimentaire en affectant ces facteurs.

L'augmentation des températures, la modification des régimes pluviométriques et les phénomènes météorologiques extrêmes peuvent réduire le rendement des cultures et empêcher les agriculteurs de produire suffisamment de nourriture (Ortiz-Bobea, 2021). Il influence différents facteurs directement liés à la disponibilité alimentaire tels que la production agricole ou indirectement, tels que l'irrigation, les ravageurs et les maladies, ainsi que la fertilité des sols (Kouki et al., 2018).

1.2 Revue empirique

Sur le plan empirique, certaines études montrent les effets négatifs du changement climatique sur la sécurité alimentaire. Ainsi, Kitole et al. (2024) ont montré un impact négatif substantiel

du changement climatique sur la sécurité alimentaire en utilisant les modèles Probit à variables instrumentales.

Zhou et al. (2024) utilisent un modèle économique climatique pour montrer que les températures ont un impact négatif sur la sécurité alimentaire. Dupont (2023) en utilisant un modèle ARDL révèle que la température a un impact négatif sur la sécurité alimentaire à court terme. Aroychun (2023) montre que les températures impactent négativement et significativement la sécurité alimentaire à long terme avec les modèles VECM au Nigéria. Alors que Rahal et Elloumi (2023) en utilisant les modèles à effets fixes montrent que les variations de température ont un impact négatif sur la sécurité alimentaire en ASS.

Certains chercheurs supposent que ce que l'on appelle la "fertilisation par le carbone" peut compenser d'une certaine manière l'impact du changement climatique sur les rendements des cultures. En fait, Roudier et al. (2011) soulignent "le rôle central que l'effet de la fertilisation par le carbone peut avoir sur le signe et l'amplitude du changement dans les rendements des cultures". De même, Sultan et Gaetani (2016) soulignent qu'une preuve solide de la perte de rendement en Afrique de l'Ouest émerge. Cette perte de rendement est principalement due à l'augmentation de la température moyenne, alors que des conditions potentiellement plus humides ou plus sèches ainsi que des concentrations élevées de CO₂ peuvent moduler cet effet" Selon Dupont (2023), les émissions de CO₂ ont à court terme comme à long terme un effet significativement négatif sur la sécurité alimentaire. Alors que Collins, B. et Chenu, K (2021) montrent que l'augmentation des concentrations atmosphériques de CO₂ a eu un impact favorable sur la production agricole. Affoh (2022) montre aussi que les émissions de CO₂ ont eu un impact positif sur la disponibilité et l'accessibilité de la nourriture, mais n'ont pas affecté l'utilisation de la nourriture.

Plusieurs travaux démontrent que les précipitations affectent positivement la sécurité alimentaire. En effet, Sabola (2024), en utilisant la méthode GMM montre que les changements de précipitations ont des effets positifs significatifs sur la sécurité alimentaire. Dupont (2023) utilise l'approche ARDL pour montrer que les précipitations ont des effets positifs sur la sécurité alimentaire à court terme et à long terme. Pickson et Boateng (2021) ont utilisé la technique des PMG pour révéler que les précipitations jouent un rôle décisif dans la sécurité alimentaire de l'Afrique lorsqu'elles sont examinées de manière générale. Les précipitations affichent un coefficient significativement positif tant à court terme qu'à long terme sur la sécurité alimentaire (Dupont, 2023).

En revanche, Aroyehun (2023) utilise de l'estimation VECM pour montrer que les précipitations sont négativement liées à la sécurité alimentaire au Nigéria. Ceesay et al. (2022) en utilisant différentes techniques économétriques fournissent la preuve que la croissance de la sécurité alimentaire a une forte corrélation négative avec la variation des précipitations. Rahal et Elloumi (2023) en utilisant les modèles à effets fixes montrent que les variations de précipitations ont un impact négatif sur la sécurité alimentaire en ASS. Par ailleurs, Sabola (2024) montre que les changements de température n'ont pas d'effets significatifs sur la sécurité alimentaire. Pickson et Boateng (2021), en utilisant la technique des PMG, ne trouvent pas d'impact robuste de la température sur la sécurité alimentaire à long terme. Cependant, les résultats à court terme montrent que les températures extrêmes entravent la sécurité alimentaire, avec des amplitudes variables d'un pays à l'autre.

2 Méthodologie

L'analyse des données du panel est une méthode statistique largement utilisée pour analyser les données qui sont collectées pendant plusieurs périodes et sur les mêmes individus ou entités. Les données du panel donnent également des données plus informatives, plus de variabilité, moins de colinéarité entre les variables et plus de degrés de liberté, donc plus d'efficacité (Hsiao, 1985 ; Klevmarken, 1989 ; Solon, 1989).

Les modèles importants pour la modélisation des données du panel sont les moindres carrés ordinaires (OLS) regroupés, le modèle à effet fixe, le modèle à effet aléatoire et les modèles des moindres carrés (FGLS) réalisables (Wooldridge, 2009). Cependant, les trois analyses de panel couramment utilisées sont le modèle de régression OLS regroupé indépendant, le modèle à effet fixe et le modèle d'effet aléatoire.

L'analyse du panel regroupé suppose l'homogénéité de toutes les sections dans une étude de données de panel et ne traite pas chaque section différemment. Il n'y a pas de caractéristiques uniques des individus dans l'ensemble de mesure et aucun effet universel au fil du temps dans la régression OLS regroupée. Ainsi, l'ordonnée est supposée être la même pour différentes entités dans la régression OLS regroupée.

Cependant, l'individualité entre les différentes sections transversales permet d'avoir sa propre interception (l'ordonnée peut être différente pour les coupes transversales), et l'hétérogénéité est supposée dans le modèle à effet fixe avec invariant dans le temps. Il existe des attributs uniques d'individus qui ne varient pas dans le temps et sont corrélés avec des variables indépendantes.

Le modèle d'effet aléatoire, connu sous le nom de modèle de composants de variance, est également une technique populaire pour la modélisation de l'analyse des panels. Cette méthode permet l'hétérogénéité et est également invariante du temps, mais l'effet spécifique individuel n'est pas corrélé avec les variables indépendantes (Adefemi, 2017). Les différentes interceptions pour différentes entités dans le modèle d'effet fixe et aléatoire sont dues à la sélection des données, et ces différences d'interception sont capturées par le modèle RE (Baltagi, 1985).

2.1 Spécification du modèle

L'objectif de cet article est d'évaluer les effets du changement climatique sur la sécurité alimentaire dans les pays de l'UEMOA sur la période 1990-2023 en utilisant le modèle empirique suivant :

$$\ln SA_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} \ln X_{it} + \eta_t + v_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où SA_{it} est la sécurité alimentaire dans le pays i à la période de temps t ; X_{it} est la matrice de variables explicatives.

$$X = [CC_{it}, TCD_{it}, PIB_{it}, PC_{it}]$$

CC_{it} représente le changement climatique dans le pays i à la période de temps t . TCD_{it} représente le taux de croissance démographique dans le pays i à la période de temps t , PIB_{it} est le PIB dans le pays i à la période de temps t , et PC_{it} est la production céréalière dans le pays i à la période de temps t . L'indice i ($i = 1 \dots N$) désigne les pays et l'indice t ($t = 1 \dots T$) désigne la période.

$$\ln SA_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} \ln CC_{it} + \alpha_{2i} \ln TCD_{it} + \alpha_{3i} \ln PIB_{it} + \alpha_{4i} PC_{it} + \eta_t + v_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Les liens entre la variable dépendante de la sécurité alimentaire et un ensemble de variables explicatives sont explorés en utilisant un ensemble de modèles de données de panel d'observations internationales (Baltagi, 2005). Dans le premier modèle de données de panel (modèle pool) : les coefficients évalués sont constants quelle que soit l'unité d'observation ou la période de temps. Il est défini comme suit :

$$SA_{it} = \beta + \alpha_1 x_{it} + \alpha_2 x_{it} + \alpha_k x_{itk} + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon_{it} \sim \text{i.i.d.} (0, \sigma^2) \quad (2)$$

où SA_{it} est la sécurité alimentaire du pays i au cours de l'année t , où x_{itk} , ($k=1,2,\dots$) k désigne la valeur de la variable indépendante pour la i -ème unité d'observation au temps t , β est un paramètre constant qui est égal à toutes les unités et ne change pas dans le temps tandis que les paramètres $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_k$ doivent être estimés, et ε_{it} est le terme de perturbation habituel.

Chaque pays de l'échantillon a sa propre ordonnée à l'origine ou effet fixe (l'indice i dans β l'indique) et varie selon les pays et/ou les années. Contrairement au modèle précédent, un

membre constant est différent pour chaque observation unitaire. Cela implique des effets individuels pour chaque unité d'observation, en supposant qu'ils soient en corrélation avec la variable indépendante. On peut l'exprimer ainsi :

$$SA_{it} = \beta_i + \alpha_1 x_{it} + \alpha_2 x_{it} + \alpha_k x_{itk} + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon_{it} \sim \text{i. i. d. } (0, \sigma^2) \quad (3)$$

Et le modèle à effets aléatoires (modèle RE), appelé effets individuels pour chaque unité d'observation, n'est pas corrélé à la variable indépendante. Le modèle RE est considéré comme suit :

$$SA_{it} = \mu + \alpha_1 x_{it} + \alpha_2 x_{it} + \alpha_k x_{itk} + v_{it} \quad (4)$$

où μ désigne un membre constant commun à toutes les unités, tandis qu'une erreur aléatoire se compose de deux éléments : les effets individuels et les erreurs aléatoires $v_i = \beta_i + \varepsilon_{it}$. L'hypothèse de base du modèle est que les unités de contribution de l'observation β_i sont le résultat d'une variation aléatoire et que les effets individuels ne sont pas corrélés aux régresseurs. Ainsi, contrairement au précédent, le modèle RE permet de généraliser les conclusions sur des unités d'observation qui n'ont pas été incluses dans l'étude spécifique et qui affectent généralement la corrélation entre les niveaux de TPT pour tous les pays de l'échantillon.

L'hypothèse nulle suppose que la méthode OLS Pooled est appropriée et vice versa pour l'hypothèse alternative (le modèle à effets fixes est préféré). Si la valeur statistique du test F est supérieure à la valeur critique F, cela implique que l'hypothèse nulle est rejetée.

$$H_1: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_n$$

$$H_0: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \dots \neq \beta_n$$

Pour décider s'il convient d'utiliser un modèle à effet fixe ou à effet aléatoire, un test de spécification Hausman (1978) devrait être effectué. Cela peut être compris comme une mesure de distance entre les estimateurs à effets fixes et à effets aléatoires. L'hypothèse nulle préfère les effets aléatoires au modèle à effets fixes et vice versa pour l'hypothèse alternative.

La différence entre les estimateurs de panel est considérée comme significative si la valeur de la statistique est grande. L'hypothèse nulle sera donc rejetée. Au contraire, si la statistique du test de Hausman a une faible valeur, on peut conclure que l'effet aléatoire est plus approprié. Ainsi, l'étude a émis l'hypothèse suivante :

H₀ : *Aucun des coefficients de régression n'affecte la variation de la sécurité alimentaire (toutes les valeurs des coefficients de régression sont égales à zéro).*

H₁ : *Au moins une des variables significatives explique la variation de la sécurité alimentaire*

2.2 Description et sources des données

L'ensemble des données est un panel équilibré de 8 pays de l'UEMOA¹ suivis sur les années 1990-2023. Les dimensions de l'ensemble de données de panel sont choisies pour inclure autant de pays que possible, chacun avec une durée d'observation raisonnable.

Dans l'analyse empirique, la sécurité alimentaire est représentée par l'Indice de Production Alimentaire (IPA). Les données sur la sécurité alimentaire proviennent de la FAO (2023).

Le changement climatique est mesuré à travers trois variables : la température (TEMP), les précipitations (PRECI) et les émissions de dioxyde de carbone (CO₂). La température représente la température moyenne en degrés Celsius., la pluviométrie est mesurée par le niveau moyen des pluies (en millimètres) et les émissions de dioxyde de carbone sont mesurées par les émissions annuelles de CO₂ par habitant (CO₂h). Les données sur le changement climatique proviennent du portail de connaissances sur le climat de la Banque mondiale (2023).

Les variables de contrôle sont des déterminants de la sécurité alimentaire et sont liées à une approche basée sur la production (croissance de la population - CRDEM) et une approche basée sur le marché (PIB par tête), terres consacrées à la production céréalière (SUPCER).

Le résumé des statistiques descriptives des données est consigné dans le tableau 1. Ce tableau montre que l'indice de production alimentaire est, en moyenne, de 4.28 dans l'UEMOA, avec un maximum de 5.2 et un minimum de 3.25. La moyenne de la température tourne autour de 3.3, ce qui montre que l'UEMOA est en moyenne relativement chaude, celle des précipitations de 6.3, ce qui atteste que l'UEMOA est relativement moins pluvieuse. La moyenne des émissions de CO₂ est de 7.4, ce qui signifie que l'UEMOA est un grand pollueur.

Il ressort de ce tableau qu'au regard de l'écart-type, la variable la plus volatile est celle des émissions de CO₂ par habitant, suivie de celle des terres consacrées à la production céréalières et la moins volatile est celle de la température.

¹ Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Guinée-Bissau, Mali, Niger, Sénégal et Togo

Tableau N°1 : Statistiques descriptives des variables du modèle

Variable	OBS	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Indice de production alimentaire	272	4.280	0.395	3.250	5.200
Température	272	3.323	0.032	3.249	3.393
Précipitations	272	6.351	0.967	2.948	8.094
Émissions de CO ₂	272	7.457	1.175	4.990	9.417
Produit intérieur brut par habitant	272	6.423	0.628	5.161	7.917
Terres consacrées à la production céréalière	272	14.188	1.172	11.601	16.213
Croissance démographique	272	2.826	0.526	0.348	4.466

Source : Calcul de l'auteur.

2.3 Techniques d'estimation

2.3.1 Test de stationnarité

La plupart des propriétés statistiques des méthodes d'estimation ne s'appliquent qu'à des séries stationnaires sinon les régressions pourront être fallacieuses. Une série chronologique est dite stationnaire si elle est la réalisation d'un processus stationnaire c'est-à-dire ne comportant ni tendance, ni saisonnalité. Une série stationnaire est donc caractérisée par une moyenne et une variance constante et généralement aucune caractéristique évoluant avec le temps.

Les tests de racine unitaire reposent généralement sur le test ADF (Augmented-Dickey-Fuller). La première catégorie de tests (Levin, Lin et Chu ou Breitung) impose une spécification homogène des racines autorégressives sous l'hypothèse alternative. L'hypothèse nulle est alors une hypothèse jointe de racine unitaire et d'absence d'effet fixe.

La seconde catégorie de tests autorise l'hétérogénéité des racines autorégressives sous l'hypothèse alternative. Les tests d'Im, Pesaran et Shin (1997, IPS par la suite), comme les tests précédents, sont des tests joints de l'hypothèse nulle de racine unitaire et de l'absence d'effets fixes. Mais ils autorisent sous l'hypothèse alternative l'hétérogénéité des racines autorégressives des différents pays.

L'application du test IPS est extrêmement simple puisqu'elle repose sur le calcul des statistiques de Dickey-Fuller individuelles, dont on dérive une statistique de test en panel à partir de la moyenne et de la variance des t_{stat} individuelle. Ces deux variables sont simulées et tabulées par IPS. Dans la même catégorie de tests, Maddala et Wu (1999) proposent un test simple inspiré des tests de Fisher dont le principe est de construire des statistiques de test combinant les p-value des tests de racines unitaires individuels. Les tests de Fisher reposent sur les tests individuels ADF et, selon la même méthode, sur les tests individuels de Phillips-Perron. Les simulations effectuées par Maddala et Wu (1999) comparent ces tests de Fisher au test IPS

et concluent que les tests de Fisher sont généralement plus puissants que les IPS. De plus, les tests de Fisher sont plus robustes que le test IPS à une erreur de spécification des résidus de la relation autorégressive. Finalement, Hadri (2000) propose un test où l'hypothèse nulle correspond à la stationnarité de la série. Le test est alors une extension à la dimension panel du test KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin).

La question de la stationnarité et le niveau d'intégration des variables ont été testées, en utilisant deux tests de racines unitaires : Im, Pesaran et Shin et ADF-Fisher Chi square pour éviter le problème de régression parasite.

Les résultats des tests de racine unitaire sont présentés dans le tableau 2.

Tableau N°2 : Tests de racine unitaire

Variables	Im-Pesaran-Shin W-stat		ADF-Fisher Chi square	
	En niveau	Différence 1 ^{ère}	En niveau	Différence 1 ^{ère}
Indice de production alimentaire	-3.8453***		28.007*	
Température annuelle	-9.1324***		42.436***	
Précipitations	1.8591	-9.0808***	18.490	55.049***
Emissions de CO ₂	-0.9805	-9.3607***	48.737	76.087***
Produit intérieur brut par habitant	-3.4382***		23.255**	
Terres consacrées à la production céréalière	-4.6794***		30.578*	
Croissance démographique	-0.3251	-6.1220***	88.776	87.162***

Note : Im, Pesaran and Shin W-stat, ADF-Fisher Chi square, L'hypothèse nulle est la présence de la racine unitaire : *, **, * indique le seuil de significativité à 10%, 5%. 1%**

Sources : Calcul de l'auteur

Les variables du modèle sont stationnaires soit en niveau soit en différence première quel que soit le test de racine unitaire utilisé. Ainsi, les variables Indice de production alimentaire, Température annuelle Produit intérieur brut par habitant et Terres consacrées à la production céréalière dans les deux tests tandis que les variables Précipitations, Emissions de CO₂ et Croissance démographique.

Des tests plus empiriques (test F, Breusch - Pagan LM Test et Hausman Test) ont été entrepris pour comparer certains des estimateurs du panel (modèle OLS, modèle FE et modèle RE).

En conséquence, les estimateurs des modèles de données de panel ont été comparés pour évaluer lequel est plus pertinent et significatif dans les données du panel.

3 Présentation et interprétations des résultats

3.1 Présentation des résultats

3.1.1 Estimation avec la méthode Pooled OLS

Les résultats des estimations avec la méthode Pooled OLS sont présentés dans le tableau 3. Ces résultats montrent que la température et les émissions de CO₂ impactent négativement et significativement la sécurité alimentaire alors que les chutes de pluie influencent positivement et significativement la sécurité alimentaire.

Le produit intérieur brut par habitant et les terres consacrées à la production céréalière ont des effets positifs et significatifs sur la sécurité alimentaire.

Tableau N°3 : Estimations des Pooled OLS

Variables	Variable dépendante : Indice de production alimentaire
Température annuelle	-2.314*** (0.584)
Précipitations	0.0319** (0.0354)
Emissions de CO ₂	-0.0807** (0.0376)
Produit intérieur brut par habitant	0.516*** (0.0608)
Terres consacrées à la production céréalière	0.0325* (0.0358)
Croissance démographique	-0.0368* (0.0881)
Constant	-6.829*** (2.052)
Observations	272

Erreurs standards entre parenthèses, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Sources : Calcul de l'auteur

3.1.2 Estimation du modèle à effets aléatoires

Dans le modèle à effets aléatoires, les différences individuelles aléatoires appelées effets aléatoires, sont analogues aux termes d'erreur aléatoires. Le raisonnement qui sous-tend l'estimation des effets aléatoires est que l'effet spécifique à l'individu ou la variation entre les entités est supposé être une variable aléatoire qui n'est pas corrélée avec le régresseur dans le modèle.

Le différentiel important est de savoir si l'effet individuel non observé présente des composantes corrélées ou non corrélées avec les variables explicatives du modèle. Un aspect essentiel du modèle à effets aléatoires est qu'il permet d'inclure des variables invariantes dans le temps. Dans l'estimation des effets aléatoires, le terme d'erreur individuel n'est pas corrélé avec toutes les variables explicatives du modèle, ce qui permet aux variables invariantes dans le temps de jouer un rôle de prédicteur.

Les résultats des estimations du modèle à effets aléatoires sont présentés dans le tableau 4. Ces résultats montrent que les changements de température et les émissions de CO₂ ont des effets significatifs et négatifs sur la sécurité alimentaire alors que les précipitations impactent positivement sur la sécurité alimentaire.

Le produit intérieur brut par habitant a une influence significativement positive sur la sécurité alimentaire.

Tableau N°4 : Estimation du modèle à effets aléatoires

Variables	Variable dépendante : Indice de production alimentaire
Température annuelle	-3.817*** (0.812)
Précipitations	0.0996*** (0.0362)
Emissions de CO ₂	-0.108*** (0.0336)
Produit intérieur brut par habitant	0.426*** (0.0492)
Terres consacrées à la production céréalière	0.0545 (0.0376)
Croissance démographique	-0.0360 (0.0668)
Constant	-13.39*** (2.693)
Observations	272

Erreurs standards entre parenthèses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Sources : Calcul de l'auteur

3.1.3 Estimation du modèle à effets fixes

Dans le modèle à effets fixes, toutes les différences individuelles étaient capturées par des différences dans le paramètre d'interception. Les intercepts β_i sont considérés comme des paramètres "fixes" que peuvent être estimés directement à l'aide de l'estimateur des moindres carrés (MCO).

Le modèle à effets fixes contrôle toutes les différences invariantes dans le temps entre les individus, de sorte que les coefficients estimés des modèles à effets fixes ne peuvent pas être biaisés en raison de l'omission de caractéristiques invariantes dans le temps telles que les pays, les cultures, le sexe, la religion, la tradition, la culture, et. Stock et Watson (2002) ont expliqué que si la variable non observée ne change pas au fil du temps, tout changement dans la variable dépendante doit être dû à des influences autres que les caractéristiques fixes.

Les résultats des estimations du modèle à effets fixes sont présentés dans le tableau 5. Ces résultats montrent que la température et les émissions de CO₂ ont des effets positifs et significatifs sur la sécurité alimentaire tandis que les précipitations influencent positivement et significativement la sécurité alimentaire.

Les terres consacrées à la production céréalière et le produit intérieur par habitant impactent de manière positive et significative sur la sécurité alimentaire.

Tableau N°5 : Estimation du modèle à effets fixes

Variables	Variable dépendante : Indice de production alimentaire
Température annuelle	-2.108** (0.851)
Précipitations	0.143*** (0.0280)
Émissions de CO ₂	-0.269*** (0.0246)
Produit intérieur brut par habitant	0.219*** (0.0364)
Terres consacrées à la production céréalière	0.396*** (0.0557)
Croissance démographique	-0.0107 (0.0421)
Constant	-12.66*** (2.774)
Observations	272

Erreurs standards entre parenthèses, * p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1**

Sources : Calcul de l'auteur

- ***Test du Multiplicateur de Lagrange de Breusch-Pagan pour les effets aléatoires***

Le test du multiplicateur de Lagrange (LM) aide à choisir entre une régression à effets aléatoires et une simple régression par les MCO (Pooled OLS). L'hypothèse nulle du test LM est que les variances entre les entités sont nulles. Cela signifie qu'il n'y a pas de différence significative entre les unités (c'est-à-dire qu'il n'y a pas d'effet de panel).

Les résultats du test du multiplicateur de Lagrange (LM) montre que l'estimation la plus appropriée est le modèle à effets aléatoires car la probabilité du chi-carré est de 0,0000, ce qui est inférieur à 0,05. Le modèle à effets aléatoires est donc plus approprié que le modèle Pooled OLS.

- ***Test de spécification de Hausman***

Pour choisir entre effets fixes et effets aléatoires, le test de Hausman est effectué. Dans ce test, l'hypothèse nulle est que le modèle préféré est celui des effets aléatoires et l'autre celui des effets fixes (Green, 2008,). Il teste essentiellement si les erreurs uniques sont corrélées avec les variables explicatives ; l'hypothèse nulle est qu'elles ne le sont pas.

Les résultats des tests de Hausman (en annexes) montrent que l'estimation la plus appropriée est le modèle a effet fixe car, la probabilité du chi-carré est de 0,0000, ce qui est inférieur à 0,05, donc on en conclut qu'il y a la présence d'effets fixes. Ainsi, le modèle à effets fixes est plus approprié que le modèle a effets fixes pour l'analyse de la relation entre le changement climatique et la sécurité alimentaire et d'autres variables de contrôle dans les pays de l'UEMOA.

Ainsi, ce sont les résultats du modèle à effets fixes qui vont être interprétés.

3.2 Interprétation des résultats

Les résultats de l'estimation du modèle à effets fixes de l'effet du changement climatique sur la sécurité alimentaire sont présentés dans le tableau 5. La sécurité alimentaire est directement affectée par de nombreux aspects du changement climatique tels que l'augmentation de la température et la modification de la quantité et du régime des précipitations et les émissions de CO₂ dans l'UEMOA.

Les résultats de l'estimation montrent que la température et les émissions de CO₂ ont des effets négatifs et significatifs sur la sécurité alimentaire alors que la quantité de précipitations à un effet positif et significatif sur la sécurité alimentaire.

Ainsi, il y a une relation statistiquement significative et positive entre les précipitations et la sécurité alimentaire. Si la quantité de précipitations augmente de 1%, l'indice de sécurité alimentaire augmente 0.14%. L'augmentation des précipitations provoque une hausse de l'indice de sécurité alimentaire. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que les précipitations sont une source importante pour l'agriculture dans les pays de l'UEMOA. L'agriculture pluviale étant très répandue dans l'UEMOA, toute augmentation des précipitations peut entraîner une augmentation de la production agricole et alimentaire et par conséquent l'indice de production alimentaire et donc la sécurité alimentaire. Les précipitations jouent un rôle

crucial dans l'amélioration du rendement des cultures céréalières dans l'UEMOA où les éléments nutritifs quotidiens sont principalement extraits de la consommation de céréales. Ce résultat est conforme à ceux de Kinda et Badolo (2019) et de Ahmad et al. (2020).

La température impacte négativement et significativement l'indice de sécurité alimentaire. En effet, une hausse de 1% de la température entraîne une baisse de 2.1% de l'indice de sécurité alimentaire. Le changement de température entraîne une réduction de la quantité disponible de nourriture. La relation négative entre les températures et les rendements céréaliers peut être associée à une augmentation de l'évapotranspiration, qui réduit l'humidité du sol nécessaire à une croissance optimale des cultures dans les régions arides et semi-arides comme celles de l'UEMOA. Ce résultat est conforme à ceux obtenus par Najaf et al. (2019) et Mumo et al. (2018) qui ont également trouvé une corrélation négative entre les températures et les cultures céréalières.

Les résultats ont révélé que l'effet des émissions de dioxyde de carbone est négatif et statistiquement significatif sur la sécurité alimentaire. Il montre qu'une augmentation des émissions de dioxyde de carbone de 1% entraînera une diminution de l'indice de sécurité alimentaire de 0.20%. Les émissions de gaz à effet de serre sont les principales causes du dérèglement climatique et les activités humaines comme la déforestation, l'urbanisation, les transports, la consommation d'énergie et l'utilisation massive des produits de l'élevage sont les principales sources qui contribuent de manière conséquente aux émissions de CO₂. Des résultats similaires ont été déterminés par (Himics et al. (2018) ; Zafeiriou et Azam (2017) et Rehman et al. (2019) qui ont également souligné la répercussion néfaste des émissions de CO₂ sur la productivité agricole.

Les terres consacrées à la production céréalière sont des influences positives et significatives sur l'indice de sécurité alimentaire. Leurs augmentations entraînent un accroissement de la sécurité alimentaire. Un accroissement de 1% de la superficie cultivée en céréales entraîne une hausse de 0.39% de la sécurité alimentaire. Ce résultat suggère que l'augmentation des terres cultivées en céréales accroît directement la production et la disponibilité des cultures, ce qui permet d'accroître la sécurité alimentaire. Ce résultat est conforme à celui de Barrios et al. (2008).

Le PIB par habitant a un effet positif et significatif sur l'indice de sécurité alimentaire. Un accroissement du revenu par habitant entraîne une hausse de l'accessibilité des aliments et donc la sécurité alimentaire. Ce résultat est similaire à celui de Dupont (2023). La croissance démographique a un effet négatif mais non significatif sur la sécurité alimentaire.

Conclusion

Cet article a pour objectif d'évaluer dans le cas de l'UEMOA, les effets du changement climatique telles que : la température, les précipitations, les émissions de CO₂ par habitant sur la sécurité alimentaire. L'approche ricardienne en données de panel avec l'estimateur à effets fixes ont été utilisés à cet effet, pour évaluer l'effet de ces variables sur la sécurité alimentaire, avec des données couvrant la période 1990-2023. Les résultats issus de l'application du modèle à effets fixes révèlent que la température a un impact négatif et significatif sur la sécurité alimentaire. Les émissions de CO₂ ont un effet significativement négatif sur la sécurité alimentaire. En revanche, les précipitations affichent un coefficient significativement positif sur la sécurité alimentaire. Il en résulte que l'impact de la température apparaît plus élevé sur la sécurité alimentaire que celui des précipitations. Cela signifie que la sécurité alimentaire dans l'UEMOA est influencée plus l'augmentation de la température. En résumé, ces résultats montrent que la sécurité alimentaire est impactée par le changement climatique dans l'UEMOA. L'accroissement du revenu par habitat entraîne une augmentation de la sécurité alimentaire. Les terres consacrées à la production céréalière accroissent sur la sécurité alimentaire. Alors que le taux de croissance démographique n'a pas d'effet sur la sécurité alimentaire. Ces résultats, impliquent que les autorités doivent mettre en place des politiques environnementales efficaces susceptibles de réduire la température et les émissions de CO₂ nécessaires pour augmenter la productivité dans le secteur agricole, ensuite adopter des politiques spécifiques pour aider les producteurs agricoles à améliorer la productivité agricole en faisant progresser les technologies agricoles et en fournissant des intrants de base de qualité approuvée (semences scientifiquement améliorées, engrais et pesticides efficaces) et, enfin d'accorder des subventions aux agricultures leur permettant d'acquérir des systèmes d'irrigation afin d'améliorer la gestion de l'eau et de lutter contre la sécheresse et le déséquilibre des régimes pluviométriques pour atténuer les effets du changement climatique et garantir ainsi une meilleure sécurité alimentaire aux habitants de ces pays.

Néanmoins, il est nécessaire d'approfondir ce travail afin de pouvoir établir une stratégie d'adaptation de l'agriculture de l'union au changement climatique. Il serait judicieux d'examiner des scénarios climatiques alternatifs à un horizon plus loin que 2023 afin de vérifier le rôle du niveau technologique dans la mutation de l'effet du changement climatique. De telles perspectives nécessiteraient de disposer de données sur les variables technologiques dans les pays de l'UEMOA et de pousser les recherches sur les modèles numériques appropriés au cas

de la sous-région. La principale limite de ce travail est la non construction d'un indice de la sécurité alimentaire qui prend en compte les autres dimensions de celle-ci.

Ce travail apporte deux principales contributions : d'abord, il enrichit la littérature sur la compréhension de la relation entre le changement climatique et la sécurité alimentaire. Ensuite, il fait une analyse empirique des effets du changement climatique sur la sécurité alimentaire dans l'espace UEMOA.

ANNEXES

- Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects
 $lipa[codepays,t] = Xb + u[codepays] + e[codepays,t]$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
-----+-----		
lipa	.1567452	.3959106
e	.0180812	.1344665
u	.0023824	.0488097

Test: $Var(u) = 0$

chibar2(01) = 438.24

Prob > chibar2 = 0.0000

- hausman fixed random , sigmamore

---- Coefficients ----				
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	fixed	random	Difference	Std. err.
-----+-----				
ltempannue~e	2.107908	3.817261	-1.709354	1.092441
lPrécip	.142626	.0995626	.0430634	.02643
lCo2	.2691133	.1079807	.1611326	.020397
lpibhbs	.2193618	.4255087	-.2061468	.0312157
ltcpc	.3960462	.0545237	.3415225	.0808342
lcroidem	-.0106696	.0359761	-.0466457	.0092355
-----+-----				

b = Consistent under H0 and Ha; obtained from xtreg.

B = Inconsistent under Ha, efficient under H0; obtained from xtreg.

Test of H0: Difference in coefficients not systematic

$$\chi^2(6) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$$

$$= 163.74$$

Prob > chi2 = 0.0000

BIBLIOGRAPHIE

1. **Affoh, R., Zheng, H., Dangui, K., & Dissani, BM** (2022). L'impact de la variabilité et du changement climatiques sur la sécurité alimentaire en Afrique subsaharienne : perspective de l'analyse des données de panel. *Sustainability*, 14 , 759. <https://doi.org/10.3390/su14020759>
2. **Agostoni, C., Baglioni, M., La Vecchia, A., Molari, G., & Berti, C.** (2023). Liens entre le changement climatique et les systèmes alimentaires : leur impact sur la malnutrition infantile – Examen narratif. *Nutrients*, 15 (2), 416.
3. **Ahmad, S. et al.** (2020). Les IDE chinois, le changement climatique et les émissions de CO2 stimulent-ils la productivité agricole ? Preuves empiriques du Pakistan. *Durabilité*, 12 (18).
4. **Aroychun, A.** (2023). Impacts de *Journal d'agriculture de la mer Noire*, 6 (3), 232-240.
5. **Barrios, S., et al.** (2008). L'impact du changement climatique sur la production agricole : est-ce différent pour l'Afrique ? *Food Policy*, 33 (4), 287-298.
6. **Behnassi, M., & El Haiba, M.** (2022). Conséquences de la guerre russo-ukrainienne sur la sécurité alimentaire mondiale. *Nature Human Behaviour*, 6 (6), 754-755.
7. **Bryson, JM et al.** (2021). Saisonnalité, changement climatique et sécurité alimentaire pendant la grossesse chez les femmes autochtones et non autochtones en Ouganda rural : implications pour la santé maternelle et infantile. *PLoS ONE*, 16 (3), e0247198. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0247198>
8. **Ceesay, EK et al.** (2022). Changement climatique, sécurité alimentaire et lien entre croissance économique en Gambie : données issues d'une analyse économétrique. *Recherche sur la mondialisation*, 100089.
9. **Collins, B. & Chenu, K.** (2021). Améliorer la productivité du blé australien en adaptant la date de semis et la phénologie du génotype au climat futur. *Climate Risk Management*, 32 , 100300. <https://doi.org/10.1016/j.crm.2021.100300>
10. **Dragovich, D. et Amiraslani, F.** (2023). Liens entre l'alimentation, l'énergie et l'eau en Iran au cours des deux derniers siècles : un avenir de sécurité alimentaire ? *Energy Nexus*, 10 , 100189. <https://doi.org/10.1016/j.nexus.2023.100189>
11. **Dupont, L.** (2023). Analyse empirique de la relation entre le changement climatique et la sécurité alimentaire à la Dominique. *Études Caribéennes*, 56.
12. **Elloumi, A., & Rahal, I.** (2023). Effets du changement climatique sur la sécurité alimentaire en Afrique subsaharienne (ASS). *Document MPRA n° 118569*.

13. **FAO** (2020), *L'état de la sécurité alimentaire et de la nutrition dans le monde*.
14. **FAOSTAT** (2023). <http://www.fao.org/faostat/fr/#data/FBSH>
15. **Farooq, MS et al.** (2022). Découvrir les lacunes de la recherche pour atténuer les impacts négatifs du changement climatique sur la sécurité alimentaire : une revue. *Front. Plant Sci.*, 13 , 927535. <https://doi.org/10.3389/fpls.2022.927535>
16. **Fatima Arib, Houria Et-Touile.** (2022). Étude économétrique des impacts du changement climatique sur la sécurité alimentaire au Maroc. *Revue scientifique africaine*.
17. **Friel et coll.** (2020). Aliments ultra-transformés et transition nutritionnelle : tendances mondiales, régionales et nationales. *Examens sur l'obésité*, 21 (12), e13126.
18. **Ghalehsard Kiani, S., et al.** (2021). Évaluation des impacts du changement climatique et de la variabilité sur les ressources en eau et leur utilisation, la sécurité alimentaire et le bien-être économique en Iran. *Environnement, développement et durabilité*, 23 , 14666-14682.
19. **Himics, M. et al.** (2018). Le programme actuel de libéralisation des échanges contribue-t-il à l'absorption des émissions de gaz à effet de serre dans l'agriculture ? *Politique alimentaire*, 76 , 120-129.
20. **Institut international de recherche sur les politiques alimentaires (IFPRI)** (2023), *Rapport sur les politiques alimentaires mondiales : Repenser les réponses aux crises alimentaires*.
21. **Groupe d'experts intergouvernemental sur l'évolution du climat (GIEC)** (2021), *Résumé à l'intention des décideurs*.
22. **Jin, Y., Zhao, H., Bu, L., & Zhang, D.** (2023). Risque géopolitique, risque climatique et marchés de l'énergie : une analyse dynamique des retombées. *Revue internationale d'analyse financière*, 87 , 102597. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2023.102597>
23. **Kouki, H., Trabelsi, A., Chebbi, R., & Laajimi, A.** (2018). Impacts du changement climatique sur les rendements agricoles et la productivité de l'eau en Tunisie. *Revue internationale du réchauffement climatique*, 14 (1), 1-18.
24. **Lara-Arévalo et al.** (2023). COVID-19, changement climatique et conflit au Honduras : une analyse des perturbations du système alimentaire. *Sécurité alimentaire mondiale* , 100693.
25. **LEDDA, A. CESARE, E.A.D, SATTA, G., COCCO, G. C, MONTIS, A.D, (2021).** Integrating adaptation to climate change in regional plans and programmes: The role of strategic environmental assessment, *Environmental Impact Assessment Review*, Vol 91, 106655, <https://doi.org/10.1016/j.eiar.2021.106655>

26. **NKEMELANG, T., NEW, M. AND ZAROUG, M. (2018).** Temperature and precipitation extremes under current, 1.5°C and 2.0°C global warming above pre-industrial levels over Botswana, and implications for climate change vulnerability, *Environmental Research Letters*, 13, 065016 <https://doi.org/10.1088/1748-9326/aac2f8>
27. **Ortiz-Bobea et al. (2021).** Le changement climatique anthropique a ralenti la croissance de la productivité agricole mondiale. *Nature Climate Change*, 11 , 306–31. <https://doi.org/10.1038/s41558-021-01000-1>
28. **Pickson, RB et Boateng, E. (2021).** Le changement climatique : un allié ou un ennemi de la sécurité alimentaire en Afrique ? *Environnement, développement et durabilité*, 24 , 4387–4412. <https://doi.org/10.1007/s10668-021-01621-8>
29. **Sabola, GA (2024).** Impacts du changement climatique sur le commerce agricole et la sécurité alimentaire dans les économies émergentes : cas de l'Afrique australe. *Discover Agriculture*, 2 , 12. <https://doi.org/10.1007/s44279-024-00026-1>
30. **SOUISSI, A., MTIMET, N., MCCANN, L., CHEBIL, A., & THABET, C. (2022).** Determinants of Food Consumption Water Footprint in the MENA Region: The Case of Tunisia. *Sustainability*, 14(3), 1539.
31. **SOUMBARA, SID. A. & EL GHINI, A. (2023).** Asymmetric effects of climate variability on food security in Morocco: evidence from the nonlinear ARDL model. *Journal of Agribusiness in Developing and emerging Economies*. DOI/10.1108/JADEE-10-2022-0215/full/html
32. **Su, F., Liu, Y., Chen, L., Orozbaev, R., & Tan, L. (2024).** Impact du changement climatique sur la sécurité alimentaire dans les pays d'Asie centrale. *Science China Earth Sciences*, 67. <https://doi.org/10.1007/s11430-022-1198-4>
33. **Sultan, B. & Gaetani, M. (2016).** L'agriculture en Afrique de l'Ouest au XXI^e siècle : scénarios de changement climatique et d'impacts, et potentiel d'adaptation. *Frontiers in Plant Science*, 7. <https://doi.org/10.3389/fpls.2016.01262>
34. **TINTA, A. A. ET AL. (2018).** The effect of integration, global value chains and international trade on economic growth and food security in ECOWAS. *Cogent Food & Agriculture*, 4(1), 1465327.
35. **Vaghefi, N. (2016) :** « Impact du changement climatique sur la sécurité alimentaire en Malaisie : ajustements économiques et politiques pour l'industrie du riz ». *Journal of Integrative Environmental Sciences*, 3 (1).

36. **YAHYA, F. AND LEE, (2023).** “The asymmetric effect of agriculturalization toward climate neutrality targets, Journal of Environmental Management, 328: 15, 116995
37. **YAMUSA, A. M., I. U. ABUBAKAR, I. M., AND FALAKI A. M. (2015).** Rainfall variability and crop production in the North-western semi-arid zone of Nigéria, Journal of Soil Science and Environmental Management Vol.6(5), pp. 125-131, <https://doi.org/DOI.10.5897/JSSEM14.0444>
38. **ZAFEIRIOU, E. ET AZAM, M. (2017).** Émissions de CO2 et performances économiques de l’agriculture européenne : quelques données probantes provenant des pays méditerranéens. *Indicateurs écologiques*, 81 , 104-114.
39. **ZHOU HUANHUA, CAO NING, YANG LIHUA AND XU JIANJUN (2024).** Multi-Dimensional Impacts of Climate Change on China’s Food Security during 2002-2021, Preprints.org, doi:10.20944/preprints202403. 0459.v1