

Investissement Agricole, Conditions Climatiques et Production Alimentaire en Afrique : Une Analyse des Effets Non Linéaires du Climat sur Données de Panel

Agricultural Investment, Climatic Conditions and Food Production In Africa: A Panel Data Analysis of Nonlinear Climate Effects

Houda ELHAJOU, (Doctorante)

*Laboratoire d'Analyse Économique et de Modélisation (LAEM)
Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales – Souissi
Université Mohammed V de Rabat, Maroc*

Anouar GHAZI, (Enseignant-chercheur)

*Laboratoire d'Analyse Économique et de Modélisation (LAEM)
Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales – Souissi
Université Mohammed V de Rabat, Maroc*

Adresse de correspondance :	Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales – Souissi Université Mohammed V de Rabat Avenue Mohammed Ben Abdallah Ragragui, Al Irfane, BP 6430, Rabat, Maroc
Déclaration de divulgation :	Cette recherche a été financée par le Centre National pour la Recherche Scientifique et Technique (CNRST) dans le cadre du programme « Bourse des Doctorants Moniteurs : PhD-Associate Scholarship – PASS ». Les auteurs déclarent que ce financement n'a pas affecté l'objectivité de cette étude. Ils assument l'entière responsabilité de tout éventuel plagiat, de l'usage de l'intelligence artificielle dans la rédaction, ainsi que des résultats présentés dans cet article.
Remerciements :	Les auteurs remercient le Centre National pour la Recherche Scientifique et Technique (CNRST) pour son soutien dans le cadre du programme « Bourse des Doctorants Moniteurs : PhD-Associate Scholarship – PASS ».
Conflit d'intérêts :	Les auteurs ne signalent aucun conflit d'intérêts.
Citer cet article	ELHAJOU, H., & GHAZI, A. (2026). Investissement Agricole, Conditions Climatiques et Production Alimentaire en Afrique : Une Analyse des Effets Non Linéaires du Climat sur Données de Panel. <i>International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics</i> , 7(12), 425–447. https://doi.org/10.5281/zenodo.23172783
Licence	Cet article est publié en open Access sous licence CC BY-NC-ND

Received: 25/09/2026

Accepted: 03/10/2026

Investissement Agricole, Conditions Climatiques et Production Alimentaire en Afrique : Une Analyse des Effets Non Linéaires du Climat sur Données de Panel

Résumé

Cette étude répond au manque d'analyses examinant conjointement l'investissement agricole et les non-linéarités climatiques en Afrique. Elle analyse la relation entre l'investissement agricole, les conditions climatiques et la production alimentaire dans un panel cylindré de onze pays africains sur la période 1996–2022. L'échantillon comprend l'Afrique du Sud, le Cameroun, l'Égypte, l'Éthiopie, le Kenya, le Mali, le Maroc, le Nigéria, l'Ouganda, la Tanzanie et la Tunisie, sélectionnés selon la disponibilité continue des données. L'investissement agricole est mesuré par la formation brute de capital fixe agricole, tandis que la température moyenne et les précipitations annuelles représentent les conditions climatiques. L'analyse repose principalement sur un modèle à effets fixes avec des erreurs standards de Driscoll-Kraay robustes à l'hétéroscédasticité, à l'autocorrélation temporelle et à la dépendance transversale. Les résultats montrent que l'investissement agricole est positivement et significativement associé à la production alimentaire. Dans l'estimation principale, une hausse de 1 % de la FBCF agricole est associée à une augmentation d'environ 0,140 % de l'indice de production alimentaire. Aucun effet non linéaire robuste n'est identifié pour la température. En revanche, le test de Lind et Mehlum (2010) confirme, dans la spécification principale, une relation en U inversé entre les précipitations et la production alimentaire : la relation est positive jusqu'à un seuil estimé à environ 733 mm par an, puis devient négative. Ce résultat pluviométrique doit toutefois être interprété comme conditionnel à l'estimateur retenu, puisqu'il n'est pas confirmé par les estimations PCSE et FGLS. Les résultats soulignent l'importance de l'investissement productif et de politiques de gestion de l'eau adaptées aux conditions nationales.

Mots-clés : investissement agricole, production alimentaire, conditions climatiques, non-linéarité, Afrique.

Classification JEL : C23, O13, Q18, Q25, Q54.

Type du papier : Recherche empirique.

Abstract:

This study addresses the lack of research jointly examining agricultural investment and climate nonlinearities in Africa. It analyzes the relationship between agricultural investment, climatic conditions, and food production using a balanced panel of eleven African countries over the period 1996–2022. The sample comprises Cameroon, Egypt, Ethiopia, Kenya, Mali, Morocco, Nigeria, South Africa, Tanzania, Tunisia, and Uganda, selected according to the continuous availability of data. Agricultural investment is measured by agricultural gross fixed capital formation, while mean temperature and annual precipitation represent climatic conditions. Arable land, agricultural employment, and fertilizer use are included as control variables in the empirical specifications. The empirical analysis primarily relies on a fixed-effects model with Driscoll–Kraay standard errors robust to heteroskedasticity, serial correlation, and cross-sectional dependence. The results show that agricultural investment is positively and significantly associated with food production. In the main specification, a 1% increase in agricultural gross fixed capital formation is associated with an approximately 0.140% increase in the food production index. No robust nonlinear effect is identified for temperature. By contrast, the Lind–Mehlum (2010) test confirms, in the main specification, an inverted U-shaped relationship between precipitation and food production: the relationship is positive up to an estimated threshold of approximately 733 mm per year and becomes negative beyond this level. However, this precipitation result should be interpreted as conditional on the estimator used, because it is not confirmed by the PCSE and FGLS estimates. The findings highlight the importance of productive agricultural investment and water-management policies adapted to national climatic conditions.

Keywords: agricultural investment, food production, climatic conditions, nonlinearity, Africa.

JEL Classification : C23, O13, Q18, Q25, Q54.

Paper type : Empirical Research.

1 Introduction

L'investissement agricole constitue un levier essentiel de l'amélioration des capacités productives et de la sécurité alimentaire. En favorisant l'acquisition d'équipements, la modernisation des exploitations, le développement de l'irrigation et l'adoption de techniques plus performantes, l'accumulation de capital peut contribuer à accroître durablement la production alimentaire. Toutefois, cette contribution dépend étroitement des conditions climatiques, notamment de la température et des précipitations, qui influencent les rendements, la disponibilité en eau, la qualité des sols et les cycles de croissance des cultures. Cette problématique revêt une importance particulière en Afrique, où l'agriculture occupe une place centrale dans l'emploi, les revenus ruraux et l'approvisionnement alimentaire. Le secteur demeure néanmoins confronté à une insuffisance des investissements productifs, à un accès inégal aux intrants et aux infrastructures, ainsi qu'à une forte exposition aux aléas climatiques. Des précipitations insuffisantes peuvent provoquer un stress hydrique, tandis que des précipitations excessives peuvent entraîner des inondations, l'érosion et le lessivage des sols. De même, une hausse de la température peut accélérer certains processus biologiques jusqu'à un niveau critique, au-delà duquel elle devient défavorable à la production. Les effets climatiques peuvent donc être non linéaires et varier selon le niveau initial des conditions observées.

Sur le plan théorique, l'analyse s'appuie sur la fonction de production de Cobb-Douglas, selon laquelle la production dépend de la combinaison du capital, du travail, de la terre et des autres intrants productifs (Cobb & Douglas, 1928). Cette approche peut être étendue aux conditions climatiques afin de tenir compte de leur influence sur l'efficacité du processus de production agricole. L'accumulation du capital améliore les capacités productives et peut également renforcer l'adaptation du secteur agricole aux chocs climatiques (Solow, 1956). L'introduction de termes quadratiques permet, quant à elle, de représenter d'éventuels effets de seuil, conformément aux travaux montrant que les effets de la température et des précipitations peuvent devenir défavorables au-delà de certains niveaux (Schlenker & Roberts, 2009 ; Ortiz-Bobea et al., 2021). Plusieurs études ont analysé les conséquences du changement climatique sur la production agricole en Afrique. Barrios et al. (2008) montrent notamment que les variations climatiques, et particulièrement les précipitations, contribuent à expliquer les performances agricoles du continent. Belloumi (2014) met également en évidence des effets différenciés de la température et des précipitations dans les pays d'Afrique orientale et australe. Des recherches plus récentes confirment que les conséquences du climat varient selon les pays, les structures productives, les indicateurs agricoles et les méthodes économétriques mobilisées (Emediegwu et al., 2022 ; Iheonu et al., 2025). Toutefois, la littérature examine souvent séparément l'investissement agricole et les conditions climatiques, ou suppose des relations climatiques essentiellement linéaires. L'identification simultanée de l'effet du capital agricole et d'éventuels seuils climatiques demeure ainsi relativement limitée dans le contexte africain.

La présente étude examine la relation entre l'investissement agricole, les conditions climatiques et la production alimentaire dans un panel de onze pays africains sur la période 1996–2022. L'investissement est mesuré par la formation brute de capital fixe agricole, tandis que les conditions climatiques sont représentées par la température moyenne et les précipitations annuelles. Les terres arables, l'emploi agricole et l'utilisation d'engrais sont introduits comme variables de contrôle. Les pays ont été sélectionnés en fonction de la disponibilité continue des données. Ce critère garantit un panel cylindré, mais limite la représentativité de l'échantillon et, par conséquent, la généralisation des résultats à l'ensemble du continent africain. La question centrale de l'étude est la suivante : *dans quelle mesure l'investissement agricole contribue-t-il à la production alimentaire dans les pays africains étudiés, et les effets de la température et des précipitations présentent-ils des relations non linéaires ?* Deux sous-questions en

découlent. *Premièrement, l'investissement agricole est-il positivement associé à la production alimentaire ? Deuxièmement, la température et les précipitations présentent-elles des relations non linéaires caractérisées par des points de retournement ?* Ces interrogations conduisent à tester trois hypothèses portant respectivement sur l'association positive entre l'investissement agricole et la production alimentaire, la relation en U inversé de la température et la relation en U inversé des précipitations.

Pour répondre à ces questions, l'étude estime des spécifications climatiques linéaire et quadratique sur données de panel. L'estimation principale repose sur un modèle à effets fixes assorti d'erreurs standards de Driscoll-Kraay, tandis que les estimateurs PCSE et FGLS, une estimation instrumentale, des structures alternatives de retards et l'exclusion successive des pays sont mobilisés à titre de robustesse. La contribution de cette recherche se distingue notamment de Razzouki et al. (2025), qui étudient la valeur ajoutée agricole de 21 pays de la région MENA à l'aide de modèles à effets fixes et System-GMM. La présente étude retient plutôt l'indice de production alimentaire dans onze pays africains et examine explicitement les non-linéarités de la température et des précipitations ainsi que leurs points de retournement. Elle associe ainsi l'investissement agricole et les conditions climatiques dans un cadre permettant d'évaluer simultanément la robustesse de l'effet de l'investissement et la présence éventuelle de relations climatiques non linéaires.

Le reste de l'article est organisé comme suit. La deuxième section présente les fondements théoriques et la littérature empirique. La troisième expose les données et la méthodologie économétrique. La quatrième présente les résultats empiriques, qui sont ensuite discutés dans la cinquième section. Enfin, la sixième section expose les principales conclusions, les implications de politique économique et les limites de l'étude.

2 Revue de littérature

2.1 Fondements théoriques

L'analyse de la production agricole s'inscrit principalement dans la théorie néoclassique de la production, selon laquelle la production dépend de la combinaison des facteurs mobilisés. La fonction de Cobb et Douglas (1928) met notamment en relation le capital, le travail et le niveau technologique. Appliqué à l'agriculture, ce cadre doit être élargi afin de tenir compte du rôle de la terre, des processus biologiques et de la dépendance aux ressources naturelles. Echevarria (1998) considère ainsi la production agricole comme le résultat de la combinaison du capital, du travail et de la terre. Les engrais peuvent également être intégrés comme consommations intermédiaires susceptibles d'améliorer la fertilité des sols et les rendements.

Dans cette étude, l'investissement agricole est mesuré par la formation brute de capital fixe agricole (FBCF). Ce choix s'appuie sur la théorie de l'accumulation du capital de Solow (1956), selon laquelle l'investissement accroît les capacités productives. Dans le secteur agricole, la FBCF finance notamment les machines, les bâtiments, les systèmes d'irrigation et les infrastructures de stockage. Bien qu'elle constitue un flux annuel et non un stock de capital, elle représente l'effort consacré au renouvellement et à l'augmentation des actifs productifs. Ses effets peuvent apparaître progressivement en raison du temps nécessaire à l'installation, à l'apprentissage et à l'intégration des nouveaux équipements. La relation peut cependant être réciproque : l'investissement peut favoriser la production, tandis qu'une hausse de la production et des revenus agricoles peut financer de nouveaux investissements (Mubenga-Tshitaka et al., 2024). Une valeur retardée de la FBCF est donc utilisée comme instrument afin de réduire la simultanéité contemporaine, sans prétendre éliminer entièrement l'endogénéité.

La fonction de production doit également intégrer les conditions climatiques, car l'agriculture dépend directement de la température, des précipitations et de la disponibilité de l'eau. Jiang et al. (2015) proposent à cet effet une extension climatique de la fonction de Cobb-Douglas. Les

variables climatiques représentent les conditions biophysiques dans lesquelles le capital, le travail, la terre et les engrais sont utilisés. Une même quantité de facteurs productifs peut ainsi produire des résultats différents selon que les cultures bénéficient de conditions hydriques favorables ou sont exposées à une sécheresse, à une chaleur excessive ou à une inondation. Certains investissements dans l'irrigation, le drainage, la conservation des sols ou le stockage peuvent par ailleurs réduire la vulnérabilité de la production aux conditions climatiques défavorables.

Cette articulation peut aussi être interprétée à travers la théorie du changement appliquée à la recherche agricole. Selon Thornton et al. (2017), l'investissement n'améliore pas automatiquement la production, mais agit par des mécanismes intermédiaires tels que l'amélioration de l'accès à l'eau, l'adoption technologique, la réduction des pertes post-récolte et le renforcement des capacités d'adaptation. L'investissement agricole peut donc exercer une contribution productive directe et soutenir indirectement l'adaptation des systèmes agricoles. Plus précisément, l'investissement agricole peut renforcer la résilience climatique par plusieurs canaux complémentaires. Les systèmes d'irrigation, les retenues et les infrastructures de stockage de l'eau permettent de réduire l'exposition aux déficits pluviométriques. Les équipements de drainage limitent, quant à eux, les dommages provoqués par l'engorgement des sols et les précipitations excessives. Les investissements dans la conservation des sols, les équipements agricoles et les infrastructures de stockage peuvent également réduire l'érosion, améliorer l'efficacité de l'utilisation des intrants et limiter les pertes post-récolte. L'accumulation de capital ne constitue donc pas uniquement un facteur d'augmentation des capacités productives. Elle peut également améliorer la capacité des exploitations à prévenir, absorber et atténuer les effets des chocs climatiques. La relation entre le climat et la production ne doit toutefois pas être supposée linéaire. Schlenker et Roberts (2009) montrent que les rendements peuvent augmenter ou rester stables dans une plage thermique favorable, puis diminuer rapidement au-delà de certains niveaux. Une chaleur excessive accroît l'évapotranspiration et le stress hydrique et perturbe les processus de croissance. Les précipitations peuvent également produire des effets variables : une quantité modérée améliore l'humidité des sols et réduit le stress hydrique, tandis que des précipitations excessives peuvent provoquer l'engorgement des sols, l'érosion, le lessivage des nutriments, la diffusion de maladies et les inondations. Les relations entre les conditions climatiques et la production sont donc potentiellement concaves.

Sur le plan empirique, ces non-linéarités sont représentées par des termes linéaires et quadratiques de température et de précipitations. Cette spécification permet à l'effet marginal de chaque variable climatique de varier selon son niveau et de calculer un éventuel point de retournement. Elle ne constitue toutefois pas un modèle à effet de seuil au sens strict de Hansen (1999), dans lequel une valeur critique déterminée de manière endogène sépare explicitement plusieurs régimes. Le choix de la forme quadratique est notamment motivé par la taille relativement limitée de l'échantillon, composé de 11 pays et de 297 observations, qui peut réduire la précision de l'identification d'un seuil endogène et des régimes correspondants. La spécification retenue constitue ainsi une solution plus parcimonieuse et adaptée aux dimensions du panel, tout en permettant de tester l'existence de relations climatiques non linéaires et d'estimer leurs points de retournement. Le cadre conduit à anticiper une association positive entre l'investissement agricole et la production alimentaire ainsi que des relations potentiellement non linéaires entre les conditions climatiques et cette production.

2.2 Études empiriques

La littérature empirique consacrée à la relation entre climat et agriculture montre généralement qu'une hausse de la température est associée à une détérioration de la production, particulièrement dans les régions déjà exposées à des températures élevées. L'ampleur de cet

effet varie toutefois selon les pays, les cultures, les périodes étudiées et les capacités d'adaptation. Les résultats concernant les précipitations sont encore plus hétérogènes, car une quantité supplémentaire de pluie peut être bénéfique dans une région sèche, mais dommageable dans une zone déjà fortement arrosée. Barrios et al. (2008) montrent que les conditions climatiques jouent un rôle important dans l'évolution de la production agricole africaine. Leur analyse souligne notamment l'importance des précipitations dans les économies où l'agriculture dépend largement de la pluie. Les modifications des régimes pluviométriques peuvent affecter les rendements, les revenus agricoles et, plus généralement, les performances économiques des pays fortement dépendants du secteur agricole. Dans la même perspective, Belloumi (2014) examine la relation entre climat et production agricole dans un panel de onze pays d'Afrique orientale et australe. Les résultats indiquent qu'une augmentation des précipitations annuelles est positivement associée à la production agricole, tandis qu'une hausse de la température moyenne exerce un effet défavorable. Cette étude confirme la vulnérabilité particulière des systèmes agricoles africains aux conditions thermiques et hydriques. Elle montre également que l'effet des précipitations dépend étroitement de l'importance de l'agriculture pluviale dans les pays étudiés. À l'échelle mondiale, Ortiz-Bobea et al. (2021) montrent que le changement climatique d'origine anthropique a ralenti la progression de la productivité agricole depuis les années 1960. Les pertes estimées sont particulièrement importantes dans les régions chaudes, notamment en Afrique, en Amérique latine et dans les Caraïbes. Ces résultats suggèrent que les pays initialement exposés à des températures élevées disposent d'une marge d'adaptation thermique plus réduite et peuvent subir des dommages plus importants à la suite d'un réchauffement supplémentaire. L'importance des interdépendances entre pays est mise en évidence par Emediegwu et al. (2022). À partir des rendements du mil dans 49 pays d'Afrique subsaharienne sur la période 1970-2016, les auteurs utilisent une approche spatiale et montrent que les conditions météorologiques locales influencent les rendements, mais que la production d'un pays dépend également de celle des pays voisins. Ils constatent aussi que les effets défavorables des chocs météorologiques sont plus importants dans les pays pauvres. Ces résultats indiquent que les chocs climatiques ne respectent pas les frontières nationales et que les modèles ignorant la dépendance transversale risquent de produire une inférence statistique inadaptée.

Les travaux portant sur les non-linéarités climatiques renforcent la nécessité de dépasser les modèles imposant des effets constants. Iheonu et al. (2025) étudient 16 pays d'Afrique de l'Ouest sur la période 1990-2021 en utilisant les estimateurs de Driscoll-Kraay, de Prais-Winsten et la régression quantile. Les auteurs identifient une relation en U inversé entre la température et la productivité agricole. Leur estimation principale situe le point de retournement thermique autour de 24,39 °C, au-delà duquel une hausse supplémentaire de la température est associée à une diminution de la productivité. Pour les pays caractérisés par un faible niveau initial de productivité, la régression quantile situe ce point autour de 25,27 °C. Cette étude montre que l'effet de la température dépend à la fois de son niveau et des caractéristiques productives des pays. Mubenga-Tshitaka et al. (2024) examinent les effets de la variabilité climatique dans les pays d'Afrique de l'Est sur la période 1961-2020 à l'aide d'un modèle dynamique de panel à seuil. Leur étude distingue les variables climatiques selon les saisons de croissance, ce qui permet de dépasser les limites des moyennes annuelles. Les résultats montrent que la variabilité des précipitations devient défavorable au-delà de certains niveaux durant les principales saisons agricoles. En revanche, aucun effet statistiquement significatif de la variabilité de la température n'est identifié. Cette absence de significativité indique que les résultats peuvent dépendre de la mesure climatique retenue, qu'il s'agisse du niveau moyen, de la variabilité, des extrêmes ou des conditions observées pendant les saisons de croissance. Ce résultat contraste avec les travaux mettant en évidence une relation thermique significative et montre que l'effet de la température n'est pas uniforme dans la littérature. Sa significativité

peut dépendre de la zone géographique, de la période, de la mesure climatique retenue et de l'utilisation de moyennes annuelles ou de données correspondant aux saisons de croissance. L'hypothèse H2 doit ainsi être considérée comme une proposition empirique à tester, plutôt que comme une relation nécessairement vérifiée dans tous les échantillons. Saleem et Smirnova (2026) proposent une analyse comparative de 30 pays appartenant à trois régions du Sud global (l'Afrique australe, l'Amérique du Sud et l'Asie du Sud) sur la période 1980-2021. Leur analyse repose sur une fonction de production Cobb-Douglas climatique estimée principalement par la méthode des erreurs standards corrigées pour panel. Les résultats montrent que la hausse de la température est négativement associée à la production agricole dans les trois régions. L'effet des précipitations varie toutefois considérablement : il est positif en Afrique australe, négatif en Amérique du Sud et prend la forme d'un U inversé en Asie du Sud. Ces différences confirment que l'effet des précipitations ne peut pas être généralisé indépendamment des caractéristiques géographiques, climatiques et productives des pays.

La littérature consacrée au climat est abondante, mais les études intégrant explicitement l'investissement agricole restent plus limitées. Razzouki et al. (2025) examinent les déterminants de la valeur ajoutée agricole de 21 pays de la région MENA sur la période 1990-2024. Ils introduisent la formation brute de capital fixe parmi les facteurs explicatifs, en plus des variables climatiques et des facteurs traditionnels de production. Leurs estimations à effets fixes montrent une relation positive entre l'investissement et la valeur ajoutée agricole. Ils obtiennent également un effet négatif de la température ainsi que des effets positifs des précipitations, du travail et des terres arables. Les estimations réalisées par la méthode System-GMM confirment globalement ces résultats. Cette étude est particulièrement proche de la présente recherche, puisqu'elle associe l'investissement, les facteurs productifs et les conditions climatiques dans un même modèle.

Ces travaux conduisent à plusieurs constats. Premièrement, l'investissement agricole est généralement associé à une amélioration des capacités productives, même si l'ampleur de son effet varie selon les indicateurs, les pays et les méthodes d'estimation. Deuxièmement, la hausse de la température est fréquemment associée à une détérioration de la production ou de la productivité agricole, mais certains travaux ne détectent aucun effet statistiquement significatif. Troisièmement, les résultats relatifs aux précipitations restent fortement hétérogènes. Cette hétérogénéité justifie l'utilisation de modèles non linéaires capables de représenter les bénéfices d'une quantité modérée de pluie et les dommages potentiels associés à des précipitations excessives.

Tableau 1 : Synthèse comparative des principales études empiriques

Auteurs	Zone étudiée	Période	Méthode	Principal résultat climatique
Barrios et al. (2008)	Afrique subsaharienne et autres pays en développement	1961–1997	Fonction de production sur données de panel	Les changements de température et de précipitations affectent davantage la production agricole en Afrique subsaharienne.
Belloumi (2014)	11 pays d'Afrique orientale et australe	1961–2011	Modèle de panel à effets fixes	Les précipitations exercent un effet positif, tandis que la température affecte négativement la production agricole.
Ortiz-Bobea et al. (2021)	Échantillon mondial	1961–2015	Modèle économétrique et scénarios climatiques contrefactuels	Le changement climatique a ralenti la croissance de la productivité agricole, particulièrement dans les régions chaudes.
Emediegwu et al. (2022)	49 pays d'Afrique subsaharienne	1970–2016	Modèle spatial sur données de panel	Les conditions météorologiques locales et les effets spatiaux influencent les rendements ; les pays pauvres sont davantage affectés.
Iheonu et al. (2025)	16 pays d'Afrique de l'Ouest	1990–2021	Driscoll-Kraay, Prais-Winsten et régression quantile	La température présente une relation en U inversé, avec un point de retournement estimé à environ 24,39 °C.

Mubenga-Tshitaka et al. (2024)	Pays d'Afrique de l'Est	1961–2020	Modèle dynamique de panel à seuil	La variabilité des précipitations devient défavorable au-delà de certains niveaux ; aucun effet thermique significatif n'est identifié.
Saleem et Smirnova (2026)	30 pays de trois régions du Sud global	1980–2021	Fonction climatique de Cobb-Douglas et PCSE	La température produit un effet négatif ; l'effet des précipitations varie selon les régions.
Razzouki et al. (2025)	21 pays de la région MENA	1990–2024	Effets fixes et System-GMM	La température exerce un effet négatif et les précipitations un effet positif ; l'investissement agricole améliore la performance agricole.

Source : Élaboration des auteurs.

2.3 Gap de recherche

La revue de littérature met en évidence deux orientations généralement étudiées de manière séparée. La première s'intéresse aux effets de la température et des précipitations sur la production agricole, en accordant une attention croissante aux non-linéarités, aux points de retournement et à l'hétérogénéité géographique. La seconde examine la contribution des facteurs traditionnels de production, notamment le capital, le travail, la terre et les engrais, à la performance du secteur agricole.

Malgré les progrès réalisés dans ces deux domaines, leur articulation reste relativement limitée. Les études climatiques intègrent souvent des indicateurs généraux de capital ou d'équipement, tandis que les travaux portant sur l'investissement agricole accordent une attention plus réduite aux réponses non linéaires de la production aux conditions climatiques. Peu de recherches combinent ainsi, dans une même spécification appliquée à des pays africains, une mesure spécifiquement agricole de la formation brute de capital fixe, les facteurs traditionnels de production et des termes quadratiques de température et de précipitations.

La présente étude vise à contribuer à cette littérature en examinant conjointement la relation entre la FBCF agricole et la production alimentaire de onze pays africains sur la période 1996-2022. Elle se distingue de plusieurs travaux antérieurs par l'utilisation de l'indice de production alimentaire comme variable dépendante et par l'intégration simultanée de la FBCF agricole, des terres arables, du travail agricole, des engrais, de la température et des précipitations. Les variables climatiques sont introduites sous forme linéaire et quadratique afin de déterminer si leur relation avec la production alimentaire varie selon leur niveau.

L'étude tient également compte des principales caractéristiques économétriques des données de panel macroéconomiques. Les effets fixes contrôlent les caractéristiques permanentes propres à chaque pays, tandis que les effets temporels permettent de capter les chocs communs. L'utilisation d'erreurs standards de Driscoll-Kraay répond à la présence d'hétéroscédasticité, d'autocorrélation et de dépendance transversale. Les estimateurs PCSE et FGLS, la variation des retards de Driscoll-Kraay, l'estimation IV et l'exclusion successive des pays sont mobilisés comme tests de robustesse.

À partir du cadre théorique et des résultats de la littérature, trois hypothèses sont formulées. La théorie de l'accumulation du capital prévoit une association positive entre l'investissement agricole et les capacités productives. Par ailleurs, les réponses des cultures à la température et aux précipitations peuvent varier selon l'intensité de ces conditions climatiques et devenir défavorables au-delà de certains seuils. Les hypothèses suivantes sont donc retenues :

H1 : *L'investissement agricole est positivement associé à la production alimentaire dans les pays étudiés.*

H2 : *La température présente une relation non linéaire en U inversé avec la production alimentaire.*

H3 : *Les précipitations présentent une relation non linéaire en U inversé avec la production alimentaire.*

3 Données et Méthodologie

3.1 Description et sources des données

Cette étude analyse la relation entre l'investissement agricole, les conditions climatiques et la production alimentaire dans un panel de onze pays africains sur la période 1996-2022. L'échantillon comprend l'Afrique du Sud, le Cameroun, l'Égypte, l'Éthiopie, le Kenya, le Mali, le Maroc, le Nigéria, l'Ouganda, la Tanzanie et la Tunisie. Le choix de ces pays repose sur la disponibilité continue et simultanée des données nécessaires à l'analyse. L'échantillon comprend 297 observations, soit 27 observations annuelles pour chacun des onze pays. Le panel est ainsi cylindré, ce qui garantit une couverture temporelle identique pour l'ensemble des pays étudiés. Bien que l'échantillon couvre différentes sous-régions africaines ainsi que des contextes agricoles et climatiques hétérogènes, il ne prétend pas être représentatif de l'ensemble du continent. La sélection fondée sur la disponibilité continue des données peut notamment favoriser les pays disposant de systèmes statistiques relativement plus développés et sous-représenter d'autres contextes agricoles. Les résultats doivent donc être interprétés dans les limites des onze pays étudiés. Les données sont issues de trois sources principales. L'indice de production alimentaire, les terres arables, l'emploi agricole et la consommation d'engrais proviennent des Indicateurs du développement dans le monde de la Banque mondiale. L'indice de production alimentaire est initialement élaboré à partir des statistiques de l'Organisation des Nations unies pour l'alimentation et l'agriculture. La formation brute de capital fixe agricole est extraite de la base FAOSTAT consacrée au capital agricole. Enfin, les données relatives à la température moyenne annuelle et aux précipitations annuelles proviennent du Climate Change Knowledge Portal de la Banque mondiale.

La variable dépendante est l'indice de production alimentaire, exprimé sur la base 2014-2016=100. Il mesure l'évolution du volume de production des produits alimentaires. Afin de réduire son asymétrie et de faciliter l'interprétation des coefficients, il est transformé en logarithme naturel et noté $\ln FPI$.

La principale variable explicative est la formation brute de capital fixe agricole. Exprimée en millions de dollars américains constants de 2015, elle mesure les investissements annuels consacrés à l'acquisition et au renouvellement des actifs fixes utilisés dans le secteur agricole. Elle est transformée en logarithme naturel et notée $\ln FBCF$.

Les terres arables sont mesurées en hectares et correspondent aux superficies consacrées aux cultures temporaires, aux prairies temporaires, aux jardins maraîchers et aux terres temporairement laissées en jachère. Elles sont initialement transformées en logarithme naturel et notées $\ln LAND$.

Le travail agricole est approximé par l'emploi dans l'agriculture en pourcentage de l'emploi total. Cet indicateur renseigne sur l'importance relative de la main-d'œuvre agricole dans l'économie. Il est initialement transformé en logarithme naturel et noté $\ln LABOR$.

La consommation d'engrais est mesurée en kilogrammes par hectare de terres arables. Elle représente l'intensité d'utilisation des intrants chimiques dans le processus de production. En raison de sa forte dispersion entre les pays, elle est transformée en logarithme naturel et notée $\ln FERT$.

Les conditions climatiques sont représentées par la température moyenne annuelle, exprimée en degrés Celsius, et par les précipitations annuelles, exprimées en millimètres. Ces deux variables sont conservées en niveau.

La température n'est pas transformée en logarithme, car le zéro de l'échelle Celsius ne représente pas une absence de température et les rapports entre ses valeurs n'ont pas d'interprétation économique directe. Les précipitations sont maintenues en niveau afin de mesurer leur effet en unités physiques et d'exprimer un éventuel point de retournement en millimètres. Les variables climatiques correspondent à des moyennes annuelles calculées à

l'échelle nationale. Cette agrégation ne permet pas de tenir compte des variations climatiques infranationales, particulièrement importantes dans les pays de grande superficie ou présentant plusieurs zones agroclimatiques, tels que le Nigéria et l'Éthiopie. Elle peut ainsi atténuer certains effets climatiques localisés et contribuer à l'absence de relation thermique statistiquement significative observée dans les estimations.

À ce stade, les terres arables et le travail agricole sont présentés dans leur forme logarithmique en niveau. Leur transformation en première différence est déterminée ultérieurement, à partir des résultats des tests de stationnarité.

Tableau 2 : Description des variables, unités et sources des données

Variable	Définition	Unité de mesure	Source
Indice de production alimentaire (<i>lnFPI</i>)	Indice mesurant l'évolution du volume de la production des produits alimentaires, sur la base 2014-2016 = 100. Il constitue la variable dépendante de l'étude.	Indice (logarithme)	Banque mondiale (WDI), données FAO
FBCF agricole (<i>lnFBCF</i>)	Formation brute de capital fixe agricole mesurant les dépenses consacrées à l'acquisition, au renouvellement et à l'amélioration des actifs fixes utilisés dans le secteur agricole.	Millions de dollars constants de 2015 (logarithme)	FAOSTAT
Terres arables (<i>lnLAND</i>)	Superficie des terres consacrées aux cultures temporaires, aux prairies temporaires, aux jardins maraîchers et aux terres temporairement laissées en jachère.	Hectares (logarithme)	Banque mondiale
Travail agricole (<i>lnLABOR</i>)	Part de l'emploi agricole dans l'emploi total, utilisée comme approximation de la main-d'œuvre mobilisée dans le secteur agricole.	% de l'emploi total (logarithme)	Banque mondiale
Engrais (<i>lnFERT</i>)	Quantité d'engrais utilisée par hectare de terres arables, reflétant l'intensité d'utilisation des intrants agricoles.	Kg/ha de terres arables (logarithme)	Banque mondiale
Température (<i>TEMP</i>)	Température moyenne annuelle utilisée pour représenter les conditions thermiques auxquelles la production alimentaire est exposée.	Degrés Celsius, °C (niveau)	Climate Change Knowledge Portal, Banque mondiale
Précipitations (<i>PREC</i>)	Quantité annuelle moyenne de précipitations utilisées pour mesurer la disponibilité climatique en eau et les risques liés aux excès pluviométriques.	Millimètres par an (niveau)	Climate Change Knowledge Portal, Banque mondiale

Source : élaboration des auteurs.

3.2 Statistiques descriptives

Tableau 3 : Statistiques descriptives des variables, 1996-2022

Variable	Observations	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Indice de production alimentaire	297	84,185	23,552	37,230	151,830
FBCF agricole	297	1 906,109	3 465,442	29,404	18 715,627
Terres arables	297	10 094 163	8 897 409	2 563 000	36 872 000
Emploi agricole	297	46,965	21,352	4,528	78,369
Engrais	297	70,162	139,846	0,119	600,078
Température	297	23,345	3,266	17,360	29,800
Précipitations	297	738,666	489,312	10,800	1 716,240

Source : élaboration des auteurs.

Le tableau 3 ci-dessus, présente les statistiques descriptives des variables pour les onze pays étudiés sur la période 1996-2022. L'indice de production alimentaire enregistre une moyenne de 84,19, tandis que la formation brute de capital fixe agricole atteint en moyenne 1 906,11 millions de dollars constants de 2015. La dispersion importante de la FBCF traduit les différences de capacités d'investissement et de taille du secteur agricole entre les pays.

Les terres arables représentent en moyenne 10,09 millions d'hectares, tandis que l'emploi agricole correspond à 46,96 % de l'emploi total. La consommation moyenne d'engrais s'établit

à 70,16 kg par hectare. Sur le plan climatique, la température moyenne annuelle est de 23,35 °C et les précipitations moyennes atteignent 738,67 mm. Les écarts entre les valeurs minimales et maximales mettent en évidence l'hétérogénéité productive, structurelle et climatique des pays de l'échantillon.

3.3 Modèle de référence

La spécification retenue s'inspire d'une fonction de production agricole de type Cobb-Douglas augmentée par les conditions climatiques, telle qu'elle est notamment mobilisée par Jiang et al. (2015) et Saleem et Smirnova (2026). Cette approche consiste à intégrer la température et les précipitations aux facteurs traditionnels de production. Leurs termes quadratiques sont ensuite introduits dans la spécification empirique afin d'examiner l'existence d'éventuelles relations non linéaires.

Dans sa forme conventionnelle, la fonction de production agricole est représentée comme suit:

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\beta_1} LAND_{it}^{\beta_2} LABOR_{it}^{\beta_3} FERT_{it}^{\beta_4}$$

Où Y_{it} représente la production alimentaire du pays i pendant l'année t , K_{it} le capital agricole, $LAND_{it}$ les terres arables, $LABOR_{it}$ le travail agricole, $FERT_{it}$ l'utilisation d'engrais et A_{it} l'efficacité globale du processus productif.

Dans la présente étude, le capital agricole K_{it} est approximé par la formation brute de capital fixe agricole. La fonction de production est augmentée par la température et les précipitations afin de tenir compte de la dépendance de la production alimentaire aux conditions biophysiques:

$$f(K_{it}, LAND_{it}, LABOR_{it}, FERT_{it}, TEMP_{it}, PREC_{it})$$

Dans la présente étude, la production alimentaire est représentée par l'indice de production alimentaire, tandis que le capital agricole est mesuré par la formation brute de capital fixe agricole. La transformation logarithmique des variables économiques strictement positives permet de réduire leur asymétrie et de faciliter l'interprétation des coefficients.

La température et les précipitations ne sont pas transformées en logarithme. La température est conservée en degrés Celsius, car le zéro de cette échelle ne représente pas une absence de température et les rapports entre ses valeurs n'ont pas d'interprétation économique directe. Les précipitations sont maintenues en niveau afin de mesurer leur effet dans une unité physique et d'exprimer un éventuel point de retournement en millimètres.

3.4 Test de stationnarité CIPS

Avant l'estimation des modèles, la stationnarité des séries est examinée à l'aide du test CIPS de Pesaran (Pesaran, 2007). Ce test de deuxième génération tient compte de la possibilité d'une dépendance transversale entre les pays du panel. Le test est réalisé sous Stata 14 à l'aide de la commande `pescadf`, avec un retard dans la spécification augmentée. Les séries ont été testées avec constante, puis avec constante et tendance afin de vérifier la robustesse de leur ordre d'intégration. L'hypothèse nulle du test suppose la présence d'une racine unitaire. Une p-value inférieure à 5% conduit au rejet de cette hypothèse et indique que la série est stationnaire. Les variables sont d'abord testées en niveau. Lorsque l'hypothèse de racine unitaire ne peut pas être rejetée, le test est ensuite appliqué à leur première différence.

Les résultats indiquent que $\ln FPI$, $\ln FBCF$, $\ln FERT$, $TEMP$ et $PREC$ sont stationnaires en niveau. En revanche, $\ln LAND$ et $\ln LABOR$ ne sont pas stationnaires en niveau, mais deviennent stationnaires après leur première différenciation. Ces deux variables sont donc introduites dans les équations empiriques sous la forme de premières différences logarithmiques.

Tableau 4 : Résultats du test de stationnarité CIPS

Variable	Niveau : Z[t-bar]	p-value	Première différence : Z[t-bar]	p-value	Ordre
lnFPI	-2,616	0,004			I(0)
lnFBCF	-2,582	0,005			I(0)
lnLAND	-1,160	0,123	-4,934	0,000	I(1)
lnLABOR	0,008	0,503	-3,129	0,001	I(1)
lnFERT	-4,458	0,000			I(0)
TEMP	-2,009	0,022			I(0)
PREC	-2,884	0,002			I(0)

Source : élaboration des auteurs.

3.5 Spécification des modèles empiriques

À la suite des tests de stationnarité, les variables stationnaires sont conservées en niveau. Les terres arables et le travail agricole sont introduits dans les modèles sous la forme $\Delta \ln \text{LAND}$ et $\Delta \ln \text{LABOR}$.

3.5.1 Modèle climatique linéaire

La première spécification suppose que les effets marginaux de la température et des précipitations sont constants. Elle est formulée comme suit :

$$\ln \text{FPI}_{it} = \alpha + \beta_1 \ln \text{FBCF}_{it} + \beta_2 \Delta \ln \text{LAND}_{it} + \beta_3 \Delta \ln \text{LABOR}_{it} + \beta_4 \ln \text{FERT}_{it} + \beta_5 \text{TEMP}_{it} + \beta_6 \text{PREC}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

Dans cette équation, $\ln \text{FPI}_{it}$ représente le logarithme de l'indice de production alimentaire, $\ln \text{FBCF}_{it}$ le logarithme de la formation brute de capital fixe agricole, $\Delta \ln \text{LAND}_{it}$ la première différence du logarithme des terres arables, $\Delta \ln \text{LABOR}_{it}$ la première différence du logarithme de l'emploi agricole et $\ln \text{FERT}_{it}$ le logarithme de la consommation d'engrais. TEMP_{it} et PREC_{it} désignent respectivement la température moyenne annuelle et les précipitations annuelles.

Le terme μ_i représente les effets fixes propres à chaque pays, tandis que λ_t désigne les effets temporels communs. Les effets fixes pays contrôlent les caractéristiques non observées relativement stables dans le temps, telles que la situation géographique, certaines caractéristiques des sols et les structures agricoles historiques. Les effets temporels captent les chocs communs aux pays, notamment les variations internationales des prix agricoles, les crises économiques et les perturbations affectant les marchés alimentaires.

Le coefficient β_1 mesure l'élasticité de l'indice de production alimentaire par rapport à la FBCF agricole. Une valeur positive est attendue conformément à la théorie de l'accumulation du capital. Les coefficients β_2 et β_3 mesurent l'association entre les variations proportionnelles des terres et du travail agricoles et le logarithme de l'indice de production alimentaire. Ils ne représentent donc pas des élasticités classiques par rapport aux niveaux de ces facteurs.

Les coefficients β_5 et β_6 représentent des semi-élasticités, puisque la variable dépendante est exprimée en logarithme alors que la température et les précipitations sont conservées en niveau. Une augmentation d'une unité d'une variable climatique est ainsi associée approximativement à une variation de 100 fois son coefficient en pourcentage de l'indice de production alimentaire, toutes choses égales par ailleurs.

3.5.2 Modèle climatique non linéaire

La spécification linéaire peut être insuffisante lorsque l'effet des conditions climatiques varie selon leur niveau. Une augmentation modérée de la température ou des précipitations peut être favorable ou sans conséquence importante, tandis que des niveaux excessifs peuvent entraîner des pertes agricoles. Pour examiner cette possibilité, la température, les précipitations et leurs termes quadratiques sont introduits dans le modèle :

$$\ln FPI_{it} = \alpha + \beta_1 \ln FBCF_{it} + \beta_2 \Delta \ln LAND_{it} + \beta_3 \Delta \ln LABOR_{it} + \beta_4 \ln FERT_{it} + \beta_5 TEMP_{it} + \beta_6 TEMP_{it}^2 + \beta_7 PREC_{it} + \beta_8 PREC_{it}^2 + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

Les variables climatiques centrées sont construites de la manière suivante :

$$TEMP_{it} = TEMP_{it} - \overline{TEMP}$$

$$PREC100_{it} = \frac{PREC_{it}}{100}$$

$$PREC_{it} = PREC100_{it} - \overline{PREC100}$$

Où $\overline{TEMP}$ représente la température moyenne de l'échantillon et $\overline{PREC100}$ la moyenne des précipitations exprimées en centaines de millimètres.

Le centrage ne modifie ni la forme générale de la relation quadratique ni la significativité du terme au carré. Il facilite l'interprétation des coefficients et peut réduire la corrélation entre chaque variable climatique et son terme quadratique.

L'effet marginal de la température sur le logarithme de l'indice de production alimentaire est donné par :

$$\frac{\partial \ln FPI_{it}}{\partial TEMP_{it}} = \beta_5 + 2\beta_6 TEMP_{it}$$

L'effet marginal des précipitations, exprimées en centaines de millimètres, est donné par :

$$\frac{\partial \ln FPI_{it}}{\partial PREC100_{it}} = \beta_7 + 2\beta_8 PREC_{it}$$

Le signe du terme quadratique détermine la courbure de la relation. Un coefficient quadratique négatif indique une relation concave ou en U inversé, tandis qu'un coefficient quadratique positif correspond à une relation convexe ou en U. Lorsque les variables climatiques sont centrées, le signe du coefficient linéaire indique la pente de la relation au niveau moyen de la variable et ne détermine pas, à lui seul, la forme générale de la courbe.

Le point de retournement de la température est calculé comme suit :

$$TEMP^* = \overline{TEMP} - \frac{\beta_5}{2\beta_6}$$

Le point de retournement des précipitations, exprimé en millimètres, est obtenu comme suit :

$$PREC^* = 100 \times [\overline{PREC100} - \frac{\beta_7}{2\beta_8}]$$

Un point de retournement n'est interprété que si les coefficients climatiques sont conjointement significatifs, si le terme quadratique est statistiquement significatif et si la valeur calculée appartient à l'intervalle effectivement observé dans l'échantillon. Le simple calcul mathématique d'un point de retournement ne suffit donc pas à établir sa validité économique ou agronomique. Les résultats sont interprétés comme des associations conditionnelles et non comme des effets causaux stricts.

Afin de vérifier formellement l'existence d'une relation en U inversé, l'étude applique également le test de Lind et Mehlum (2010). La seule présence d'un coefficient quadratique négatif et significatif ne suffit pas à établir une telle relation. Le test examine si la pente de la fonction est positive à la borne inférieure de l'intervalle observé des précipitations et négative à sa borne supérieure. L'hypothèse nulle correspond à une relation monotone ou en U, tandis que l'hypothèse alternative indique une relation en U inversé. Cette dernière est retenue lorsque les deux pentes présentent les signes attendus, que le test global est statistiquement significatif et que le point de retournement appartient à l'intervalle observé. L'intervalle de confiance du point de retournement est calculé selon la méthode delta.

3.6 Analyse de la multicolinéarité

La multicolinéarité entre les variables explicatives est examinée à l'aide du facteur d'inflation de la variance (VIF). Une valeur élevée du VIF indique qu'une variable explicative est fortement corrélée avec les autres variables du modèle, ce qui peut augmenter la variance des coefficients estimés et réduire la précision de l'inférence statistique. Le test est réalisé

séparément pour les spécifications linéaire et non linéaire. Dans cette dernière, les variables climatiques sont centrées autour de leur moyenne avant la construction des termes quadratiques. Le centrage permet notamment de limiter la corrélation mécanique entre chaque variable climatique et son carré.

Tableau 5 : Résultats du test de multicollinéarité

Variable	VIF – modèle linéaire	VIF – modèle non linéaire
lnFBCF	1,27	1,41
$\Delta \ln \text{LAND}$	1,09	1,10
$\Delta \ln \text{LABOR}$	1,04	1,05
lnFERT	2,75	3,84
TEMP	1,20	
TEMPc		1,24
TEMPc ²		1,37
PREC	2,52	
PRECc		4,33
PRECc ²		1,44
VIF moyen	1,65	1,97

Source : élaboration des auteurs.

Le VIF moyen s'élève à 1,65 dans le modèle linéaire et à 1,97 dans le modèle non linéaire. La valeur individuelle la plus élevée est de 4,33 et concerne les précipitations centrées. Tous les VIF restent ainsi inférieurs au seuil prudent de 5. Ces résultats indiquent que la multicollinéarité ne constitue pas un problème sérieux dans les spécifications retenues.

3.7 Choix entre effets fixes et effets aléatoires

Le choix de la spécification du modèle de panel est fondé sur le test du multiplicateur de Lagrange de Breusch-Pagan (Breusch & Pagan, 1980) et sur le test robuste de Sargan-Hansen (Sargan, 1958 ; Hansen, 1982), utilisé comme alternative robuste au test classique de Hausman (Hausman, 1978). Le test de Breusch-Pagan permet d'abord de comparer le modèle à effets aléatoires à une régression groupée estimée par les moindres carrés ordinaires. Son hypothèse nulle suppose que la variance des effets individuels est nulle. Le rejet de cette hypothèse indique que les différences non observées entre les pays doivent être prises en compte par un modèle de panel. Le test robuste de Sargan-Hansen permet ensuite d'arbitrer entre les modèles à effets fixes et à effets aléatoires. Son hypothèse nulle suppose que les effets individuels ne sont pas corrélés avec les variables explicatives et que l'estimateur à effets aléatoires est cohérent. Le rejet de cette hypothèse conduit à privilégier le modèle à effets fixes.

Tableau 6 : Résultats des tests de choix du modèle

Test	Statistique	p-value	Décision
Breusch-Pagan LM	$\chi^2(1) = 242,57$	0,000	Rejet du modèle groupé
Test robuste de Sargan-Hansen	$\chi^2(10) = 612,015$	0,000	Modèle à effets fixes retenu

Source : élaboration des auteurs.

Le test de Breusch-Pagan rejette l'hypothèse d'absence d'effets individuels au seuil de 1 %. Ce résultat confirme que la structure en données de panel doit être prise en compte. Le test robuste de Sargan-Hansen rejette également l'hypothèse nulle au seuil de 1 % ($\chi^2(10) = 612,015$; $p < 0,001$). Ce résultat indique que les effets spécifiques aux pays sont corrélés avec les variables explicatives et confirme ainsi le choix du modèle à effets fixes comme spécification de référence. Les estimations intègrent simultanément des effets fixes pays et des effets annuels. Les effets fixes pays contrôlent les caractéristiques nationales non observées et relativement stables dans le temps. Les effets annuels captent les chocs communs, notamment les variations internationales des prix agricoles, les crises économiques et les perturbations affectant les marchés alimentaires.

3.8 Tests de diagnostic

Après le choix du modèle à effets fixes, plusieurs tests sont appliqués afin d'examiner les propriétés des erreurs du modèle. L'hétéroscédasticité est analysée à l'aide du test de Wald modifié. Son hypothèse nulle suppose que la variance des erreurs est identique pour tous les pays. L'autocorrélation temporelle est examinée au moyen du test de Wooldridge (Wooldridge, 2002). Son hypothèse nulle correspond à l'absence d'autocorrélation de premier ordre dans les erreurs. Enfin, la dépendance transversale est évaluée à l'aide du test CD de Pesaran (2004). Son hypothèse nulle suppose l'indépendance des erreurs entre les pays. Son rejet peut refléter l'existence de chocs économiques, agricoles ou climatiques communs aux économies étudiées.

Tableau 7 : Résultats des tests de diagnostic

Test	Statistique	p-value	Conclusion
Wald modifié	$\chi^2(11) = 251,60$	0,000	Présence d'hétéroscédasticité
Wooldridge	$F(1,10) = 15,62$	0,0027	Présence d'autocorrélation
Pesaran CD	$CD = -3,363$	0,0008	Présence de dépendance transversale

Source : élaboration des auteurs.

Compte tenu de la présence simultanée d'hétéroscédasticité, d'autocorrélation temporelle et de dépendance transversale, l'estimation principale repose sur un modèle à effets fixes avec des erreurs standards de Driscoll-Kraay (Driscoll & Kraay, 1998 ; Hoechle, 2007). Le nombre de retards est fixé à deux selon la règle empirique $T^{1/4}$. Pour une dimension temporelle de 27 années, cette règle donne $27^{1/4} = 2,28$, soit deux retards après arrondissement. La sensibilité des résultats est ensuite vérifiée en retenant alternativement un et trois retards. Des effets annuels sont également introduits afin de contrôler les chocs communs aux pays. À titre complémentaire, le modèle PCSE (Beck & Katz, 1995) est estimé par Prais-Winsten avec une structure AR (1) commune, tandis que FGLS autorise une hétéroscédasticité par panel et une structure AR (1) commune, ce qui explique les différences entre leurs coefficients. L'ensemble des estimations est réalisé sous Stata 14.2. Le test de stationnarité CIPS est exécuté à l'aide de la commande pescadf. Le modèle à effets fixes avec erreurs standards de Driscoll-Kraay est estimé avec la commande xtsc, tandis que les estimateurs PCSE et FGLS sont obtenus respectivement au moyen des commandes xtpcse et xtgl. L'estimation instrumentale à effets fixes est réalisée à l'aide de la commande xtivreg2. Les tests diagnostiques de Wooldridge et de dépendance transversale de Pesaran sont exécutés respectivement avec les commandes xtserial et xtcsd.

4 Résultats empiriques

4.1 Résultats du modèle climatique linéaire

Tableau 8 : Résultats du modèle climatique linéaire

Variable	PCSE	FGLS	Driscoll-Kraay
lnFBCF	0,1201*** (0,000)	0,1205*** (0,000)	0,1451*** (0,000)
$\Delta \ln LAND$	0,0677 (0,433)	0,0501 (0,497)	0,1143 (0,459)
$\Delta \ln LABOR$	0,1265 (0,201)	0,0745 (0,375)	0,0623 (0,701)
lnFERT	-0,0115 (0,512)	0,0091 (0,517)	-0,0209 (0,556)
TEMP	-0,0275 (0,110)	-0,0376*** (0,004)	-0,0185 (0,661)
PREC	0,0001* (0,075)	0,0001 (0,184)	-0,0001 (0,117)
Observations	297	297	297
R ² within			0,8501

Note : les p-values sont présentées entre parenthèses. * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Source : élaboration des auteurs.

Le tableau 8 ci-dessus, présente les résultats du modèle linéaire. Driscoll-Kraay avec deux retards constitue l'estimation principale, tandis que PCSE et FGLS sont mobilisés à titre complémentaire. La FBCF agricole est positive et significative au seuil de 1 % dans les trois estimations. Dans le modèle principal, une hausse de 1 % de la FBCF agricole est associée à une augmentation d'environ 0,145 % de l'indice de production alimentaire, ce qui soutient l'hypothèse H1. Les terres arables, le travail agricole et les engrais ne sont pas significatifs. Les résultats climatiques varient selon l'estimateur : la température est significative uniquement avec FGLS et les précipitations uniquement avec PCSE au seuil de 10 %. Aucune relation climatique linéaire robuste n'est donc mise en évidence.

4.2 Résultats du modèle climatique non linéaire

Le tableau 9 présente les résultats du modèle non linéaire. L'estimation principale de Driscoll-Kraay est globalement significative $F(34,26)=194,46$ avec $p<0,001$ et présente un R^2 within de 0,8627. La FBCF agricole reste positive et significative au seuil de 1 % dans les trois estimations. Dans le modèle principal de Driscoll-Kraay, une hausse de 1 % de la FBCF est associée à une augmentation d'environ 0,140 % de l'indice de production alimentaire. Les termes linéaire et quadratique de la température ne sont pas significatifs. Le test de Wald conjoint ne permet pas non plus de rejeter leur nullité, $F(2,26) = 1,10$; $p = 0,347$. L'hypothèse H2 n'est donc pas validée. En revanche, le terme quadratique des précipitations est négatif et significatif avec Driscoll-Kraay. Le test de Wald confirme également la significativité conjointe des deux termes pluviométriques, $F(2,26)=4,62$ et $p=0,019$, ce qui indique une relation quadratique concave. La validité de la forme en U inversé est ensuite examinée formellement à l'aide du test de Lind et Mehlum (2010), présenté dans la sous-section suivante. Cette non-linéarité demeure néanmoins sensible au choix de l'estimateur, puisque le terme quadratique n'est pas significatif avec PCSE et FGLS.

Tableau 9 : Résultats du modèle climatique non linéaire

Variable	PCSE	FGLS	Driscoll-Kraay
lnFBCF	0,1236*** (0,000)	0,1287*** (0,000)	0,1404*** (0,000)
$\Delta \ln \text{LAND}$	0,0641 (0,489)	0,0496 (0,535)	0,0869 (0,555)
$\Delta \ln \text{LABOR}$	0,1226 (0,235)	0,0707 (0,427)	0,0569 (0,631)
lnFERT	-0,0129 (0,499)	0,0119 (0,426)	-0,0166 (0,660)
TEMPc	-0,0242 (0,191)	-0,0366** (0,011)	0,0113 (0,811)
TEMPc ²	-0,0001 (0,970)	-0,0002 (0,915)	0,0050 (0,155)
PRECc	0,0121* (0,058)	0,0072 (0,168)	-0,0006 (0,954)
PRECc ²	-0,0012 (0,126)	-0,0007 (0,292)	-0,0053*** (0,009)
Observations	297	297	297
R ² within			0,8627
Test global du modèle			$F(34,26) = 194,46$ (0,000)

Note : Les précipitations sont exprimées en centaines de millimètres avant centrage. Les p-values sont présentées entre parenthèses. * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

Source : élaboration des auteurs.

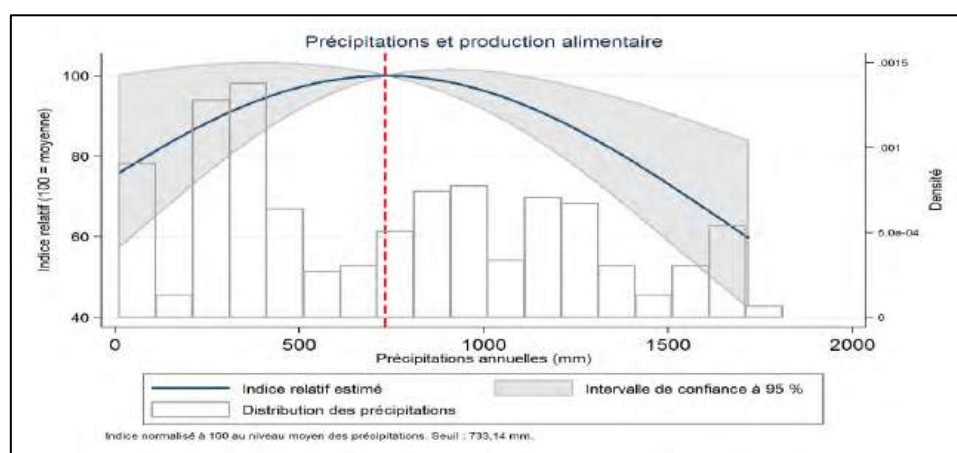
• Validation de la relation en U inversé et point de retournement

La validité de la relation en U inversé est examinée à l'aide du test de Lind et Mehlum (2010). À la borne inférieure de l'intervalle observé, la pente estimée est positive et statistiquement significative (0,0768 ; $t=2,39$; $p=0,012$, test unilatéral). À la borne supérieure, elle devient négative et significative (-0,1045 ; $t=-3,03$; $p=0,003$, test unilatéral). Le test global rejette l'hypothèse nulle d'une relation monotone ou en U au seuil de 5 % ($t=2,39$; $p=0,012$). Ces résultats confirment formellement l'existence d'une relation en U inversé entre les précipitations et la production alimentaire dans l'estimation principale de Driscoll-Kraay. Le point de retournement est estimé à 733,14 mm de précipitations annuelles. Son intervalle de confiance à 95 %, calculé selon la méthode delta, est compris entre 544,92 et 921,35 mm. Le

seuil appartient à l'intervalle effectivement observé dans l'échantillon, qui s'étend de 10,80 à 1 716,24 mm. En dessous du point estimé, une augmentation des précipitations est associée à une amélioration de la production alimentaire. Au-delà, des précipitations supplémentaires sont associées à une diminution de la production, potentiellement en raison de l'engorgement, des inondations, de l'érosion et du lessivage des sols. L'hypothèse H3 est ainsi soutenue par le test formel de Lind et Mehlum (2010). Cette conclusion doit néanmoins être nuancée, car le terme quadratique n'est pas significatif avec les estimateurs PCSE et FGLS.

La figure 1 présente la relation estimée entre les précipitations et la production alimentaire. L'indice relatif est normalisé à 100 au niveau moyen des précipitations. La zone grise représente l'intervalle de confiance à 95 %, tandis que l'histogramme décrit la distribution des précipitations observées. La ligne verticale rouge situe le point de retournement estimé à 733,14 mm. La présence d'observations de part et d'autre de ce seuil réduit le risque que le résultat soit uniquement déterminé par une extrapolation aux extrémités de la distribution.

Figure 1 : Relation estimée entre les précipitations et l'indice de production alimentaire



Note : L'indice relatif est normalisé à 100 au niveau moyen des précipitations. La zone grise correspond à l'intervalle de confiance à 95 %, l'histogramme représente la distribution des précipitations observées et la ligne rouge indique le point de retournement estimé à 733,14 mm.

Source : élaboration des auteurs à partir des résultats de l'estimation.

4.3 Robustesse au nombre de retards de Driscoll-Kraay

Tableau 10 : Robustesse au nombre de retards de Driscoll-Kraay

Variable	DK – retard 1	DK – retard 2	DK – retard 3
lnFBCF	0,1404*** (0,000)	0,1404*** (0,000)	0,1404*** (0,000)
$\Delta \ln \text{LAND}$	0,0869 (0,570)	0,0869 (0,555)	0,0869 (0,562)
$\Delta \ln \text{LABOR}$	0,0569 (0,632)	0,0569 (0,631)	0,0569 (0,612)
lnFERT	-0,0166 (0,637)	-0,0166 (0,660)	-0,0166 (0,662)
TEMPc	0,0113 (0,800)	0,0113 (0,811)	0,0113 (0,814)
TEMPc ²	0,0050 (0,122)	0,0050 (0,155)	0,0050 (0,176)
PRECc	-0,0006 (0,954)	-0,0006 (0,954)	-0,0006 (0,949)
PRECc ²	-0,0053*** (0,003)	-0,0053*** (0,009)	-0,0053** (0,013)
Observations	297	297	297
R ² within	0,8627	0,8627	0,8627

Note : Les précipitations sont exprimées en centaines de millimètres avant centrage. Les p-values sont présentées entre parenthèses. * p < 0,10 ; ** p < 0,05 ; *** p < 0,01

Source : élaboration des auteurs.

Le tableau 10 ci-dessus examine la sensibilité des résultats au nombre de retards utilisé dans le calcul des erreurs standards de Driscoll-Kraay. Le coefficient de la FBCF agricole reste égal à 0,1404 et statistiquement significatif au seuil de 1 % avec un, deux et trois retards. Le terme quadratique des précipitations demeure négatif et significatif dans les trois spécifications : au

seuil de 1 % avec un et deux retards et au seuil de 5 % avec trois retards. Les conclusions du modèle principal ne dépendent donc pas du nombre de retards retenu.

4.4 Robustesse à l'endogénéité potentielle

L'endogénéité potentielle de la FBCF est examinée en utilisant son deuxième retard comme instrument interne.

Le test d'endogénéité ne rejette pas l'hypothèse d'exogénéité au seuil de 5 % ($p = 0,0765$), mais son résultat est proche du seuil conventionnel et conduit au rejet au seuil de 10 %. Cette situation ne permet pas d'exclure totalement une endogénéité résiduelle, susceptible de résulter notamment d'une causalité inverse ou de variables omises. En conséquence, le coefficient positif de la FBCF doit être interprété comme une association conditionnelle robuste entre l'investissement agricole et la production alimentaire, et non comme l'estimation d'un effet causal strict. L'estimation IV confirme le coefficient positif de la FBCF et le coefficient négatif du terme quadratique des précipitations. Le test de sous-identification rejette l'hypothèse de sous-identification ($p=0,027$). En outre, la statistique de Kleibergen-Paap (Kleibergen & Paap, 2006), égale à 888,90, est largement supérieure à la valeur critique de Stock-Yogo (Stock & Yogo, 2005) de 16,38. Ce résultat indique que le deuxième retard de la FBCF constitue un instrument pertinent et qu'il ne présente pas de problème apparent de faiblesse. La réduction de 297 à 286 observations résulte de l'utilisation du deuxième retard de la FBCF. Toutefois, compte tenu de l'autocorrélation détectée, l'exogénéité stricte de cet instrument ne peut pas être entièrement garantie. Le modèle étant exactement identifié, aucun test de suridentification ne peut être réalisé. L'estimation IV est donc considérée comme une vérification complémentaire et non comme la spécification principale.

Tableau 11 : Robustesse à l'endogénéité potentielle

Variable	Modèle principal DK	Modèle IV à effets fixes
lnFBCF	0,1404*** (0,000)	0,1658*** (0,004)
$\Delta \ln \text{LAND}$	0,0869 (0,555)	0,2034 (0,266)
$\Delta \ln \text{LABOR}$	0,0569 (0,631)	0,0353 (0,825)
lnFERT	-0,0166 (0,660)	-0,0067 (0,905)
TEMPc	0,0113 (0,811)	0,0264 (0,630)
TEMPc ²	0,0050 (0,155)	0,0038 (0,480)
PRECc	-0,0006 (0,954)	-0,0030 (0,861)
PRECc ²	-0,0053*** (0,009)	-0,0053** (0,027)
Observations	297	286

Note : Les précipitations sont exprimées en centaines de millimètres avant centrage. Les p-values sont présentées entre parenthèses. * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

Source : élaboration des auteurs.

Tableau 12 : Robustesse à l'exclusion successive des pays

Pays exclu	Coefficient de PRECc ²	P-value
Afrique du Sud	-0,0056022	0,0089
Cameroun	-0,0056432	0,0140
Égypte	-0,0057530	0,0059
Éthiopie	-0,0052815	0,0087
Kenya	-0,0059928	0,0031
Mali	-0,0047711	0,0117
Maroc	-0,0054615	0,0239
Nigéria	-0,0055349	0,0102
Ouganda	-0,0024507	0,0551
Tanzanie	-0,0055292	0,0097
Tunisie	-0,0055518	0,0080

Note : Les p-values correspondent au test individuel de l'hypothèse nulle $H_0 : \beta \text{PRECc}^2 = 0$. Les précipitations sont exprimées en centaines de millimètres avant centrage.

Source : élaboration des auteurs.

Enfin, la sensibilité des résultats à la composition de l'échantillon est examinée en excluant successivement chacun des onze pays. Cette analyse permet de vérifier si la relation non linéaire estimée entre les précipitations et la production alimentaire est principalement déterminée par un pays particulier. Les résultats détaillés sont présentés dans le tableau 12.

Le coefficient du terme quadratique des précipitations conserve un signe négatif dans les onze estimations. Il demeure statistiquement significatif au seuil de 5 % dans dix cas. Lorsque l'Ouganda est exclu, son coefficient reste négatif, mais sa significativité est ramenée au seuil de 10 % ($p=0,0551$). Ces résultats indiquent que la forme concave de la relation entre les précipitations et la production alimentaire n'est pas déterminée par un seul pays, même si son intensité est partiellement sensible à la présence de l'Ouganda.

5 Discussion

Les résultats mettent en évidence une association positive entre l'investissement agricole et l'indice de production alimentaire. La stabilité du coefficient de la FBCF agricole dans les différentes spécifications suggère que l'accumulation d'actifs fixes est favorable au renforcement des capacités productives du secteur agricole. Ce résultat est conforme à la théorie de l'accumulation du capital et rejoint les conclusions de Razzouki et al. (2025), qui identifient également une relation positive entre l'investissement et la performance agricole. En revanche, les terres arables, l'emploi agricole et l'utilisation d'engrais ne présentent pas de coefficients statistiquement significatifs. Pour les terres et le travail, cette absence de significativité peut notamment s'expliquer par leur introduction sous forme de variations annuelles, relativement faibles au cours de la période étudiée. Elle peut également indiquer que l'augmentation quantitative des facteurs traditionnels ne suffit pas à améliorer la production alimentaire sans une utilisation plus efficace des ressources, une modernisation des infrastructures et une adoption accrue des technologies agricoles. L'absence de relation non linéaire significative pour la température contraste avec Iheonu et al. (2025), mais rejoint les résultats de Mubenga-Tshitaka et al. (2024), qui ne mettent pas en évidence d'effet thermique robuste. Cette absence de significativité peut résulter de l'utilisation de températures annuelles moyennes, qui ne rendent compte ni des épisodes de chaleur extrême ni des conditions observées durant les saisons de croissance. En revanche, la relation en U inversé obtenue pour les précipitations est cohérente avec l'idée qu'une disponibilité modérée en eau favorise la production, tandis que des précipitations excessives peuvent provoquer l'engorgement des sols, des inondations, de l'érosion et le lessivage des nutriments. Ce résultat prolonge les conclusions de Barrios et al. (2008), Belloumi (2014) et Mubenga-Tshitaka et al. (2024) concernant l'importance des régimes pluviométriques pour l'agriculture africaine. Dans l'estimation principale de Driscoll-Kraay, la forme en U inversé ne repose pas uniquement sur le signe négatif du terme quadratique. Le test de Lind et Mehlum (2010) montre que la pente est positive et significative aux faibles niveaux de précipitations, puis négative et significative aux niveaux élevés. Ces résultats indiquent que l'association marginale entre les précipitations et la production alimentaire devient défavorable au-delà du point de retournement estimé à environ 733 mm par an. Ce seuil doit néanmoins être considéré comme une moyenne statistique propre à l'échantillon et non comme une norme agronomique uniforme applicable aux onze pays, car les besoins en eau diffèrent selon les cultures, les sols, la répartition saisonnière des pluies et les capacités nationales d'adaptation. La portée pratique du point de retournement peut également être appréciée à partir de la distribution des précipitations dans l'échantillon. Parmi les 297 pays-années étudiés, 149 observations, soit 50,17 %, enregistrent des précipitations inférieures ou égales au seuil estimé de 733,14 mm, tandis que 148 observations, soit 49,83 %, se situent au-dessus de ce seuil. La répartition relativement équilibrée des observations de part et d'autre du point de retournement indique que la relation estimée ne repose pas uniquement

sur un nombre limité d'observations extrêmes. La non-linéarité pluviométrique demeure significative avec différents nombres de retards dans le calcul des erreurs standards de Driscoll-Kraay, ainsi que dans l'estimation instrumentale et les estimations fondées sur l'exclusion successive des pays. Elle perd toutefois sa significativité avec les estimateurs PCSE et FGLS. Cette sensibilité invite à interpréter la relation en U inversé comme un résultat conditionnel à l'échantillon et à la méthode d'estimation, conformément à l'hétérogénéité géographique des effets pluviométriques mise en évidence par Saleem et Smirnova (2026). Cette hétérogénéité limite également la validité externe des résultats. L'échantillon comprend seulement onze pays sélectionnés en fonction de la disponibilité continue des données et ne représente pas nécessairement l'ensemble des structures agricoles, des régimes climatiques et des capacités d'adaptation du continent africain. En outre, les moyennes climatiques annuelles nationales ne permettent pas de saisir les disparités infranationales. Les conclusions obtenues concernent donc prioritairement les pays et la période étudiés, et leur généralisation à l'ensemble de l'Afrique doit être envisagée avec prudence. De même, bien que l'estimation instrumentale confirme le signe positif de la FBCF agricole, elle ne permet pas d'établir une causalité stricte en raison du caractère interne de l'instrument et de la possibilité d'une endogénéité résiduelle. Les résultats soutiennent ainsi des politiques combinant le renforcement de l'investissement agricole, l'amélioration de l'efficacité productive et une gestion de l'eau adaptée aux conditions climatiques propres à chaque pays, plutôt qu'une réponse uniforme à l'échelle africaine. À titre d'illustration, dans un pays sahélien structurellement déficitaire en eau comme le Mali, les priorités devraient porter sur l'irrigation économe, le stockage de l'eau et la conservation de l'humidité des sols. Dans des pays aux régimes pluviométriques plus abondants comme le Cameroun ou l'Ouganda, l'accent devrait davantage être placé sur le drainage, la maîtrise de l'engorgement, la protection contre l'érosion et la gestion des inondations. Ces orientations doivent néanmoins être adaptées aux cultures, aux sols et à la saisonnalité propres à chaque pays.

6 Conclusion

Cette étude examine la relation entre l'investissement agricole, les conditions climatiques et la production alimentaire dans onze pays africains sur la période 1996–2022. L'analyse repose principalement sur un modèle à effets fixes avec des erreurs standards de Driscoll-Kraay, complété par les estimateurs PCSE et FGLS, différents nombres de retards dans le calcul des erreurs standards et une estimation instrumentale. Les résultats montrent que l'investissement agricole exerce un effet positif et statistiquement significatif sur la production alimentaire dans l'ensemble des principales spécifications. Aucune relation non linéaire robuste n'est mise en évidence pour la température. En revanche, l'estimation principale révèle une relation en U inversé entre les précipitations et la production alimentaire, formellement confirmée par le test de Lind et Mehlum (2010), avec un point de retournement estimé à environ 733 mm de précipitations annuelles. La relation est positive jusqu'à ce seuil, puis devient négative lorsque les précipitations le dépassent. La non-linéarité pluviométrique demeure significative lorsque différents nombres de retards sont utilisés dans le calcul des erreurs standards de Driscoll-Kraay. Elle est également confirmée par l'estimation instrumentale et par l'exclusion successive des pays. Elle perd toutefois sa significativité avec les estimateurs PCSE et FGLS. Cette sensibilité conduit à interpréter la relation en U inversé comme un résultat conditionnel à l'échantillon et à la méthode d'estimation.

Au regard de ces résultats, l'hypothèse H1, selon laquelle l'investissement agricole est positivement associé à la production alimentaire, est soutenue. L'hypothèse H2, qui prévoit une relation en U inversé entre la température et la production alimentaire, n'est pas validée. Enfin, l'hypothèse H3 relative à la relation en U inversé entre les précipitations et la production alimentaire est soutenue dans l'estimation principale de Driscoll-Kraay, mais demeure

conditionnelle à l'estimateur retenu en raison de sa non-significativité avec les modèles PCSE et FGLS.

Les résultats suggèrent que le renforcement de l'investissement agricole devrait s'accompagner de politiques adaptées de gestion de l'eau. Les investissements dans l'irrigation, le drainage, le stockage de l'eau et la protection des sols peuvent contribuer à limiter les dommages associés aux déficits comme aux excès pluviométriques. Le seuil estimé ne constitue cependant pas une norme agronomique uniforme, car les besoins en eau diffèrent selon les cultures, les sols, la répartition saisonnière des précipitations et les capacités nationales d'adaptation.

L'étude présente certaines limites. Elle repose sur des données climatiques annuelles moyennes, qui ne permettent pas d'identifier précisément les épisodes extrêmes ni les conditions propres aux saisons de croissance. L'échantillon étant limité à onze pays sélectionnés selon la disponibilité continue des données, les résultats ne peuvent pas être généralisés à l'ensemble de l'Afrique. De plus, l'instrument interne utilisé ne permet pas d'exclure totalement une endogénéité résiduelle.

Les résultats doivent ainsi être interprétés comme des associations conditionnelles et non comme des effets causaux stricts.

Les recherches futures pourraient examiner si le seuil pluviométrique identifié demeure stable lorsqu'il est déterminé de manière endogène sur un panel élargi de pays africains, en mobilisant un modèle à effet de seuil de type Hansen (1999). Elles pourraient également étudier si les effets de la température et des précipitations diffèrent selon les saisons de croissance, les événements climatiques extrêmes, les zones agroclimatiques et les capacités nationales d'irrigation. La mobilisation de données climatiques saisonnières et spatialement désagrégées permettrait ainsi de mieux identifier l'hétérogénéité des réponses de la production alimentaire aux conditions climatiques.

Références

- (1). Barrios, S., Ouattara, B., & Strobl, E. (2008). The impact of climatic change on agricultural production: Is it different for Africa? *Food Policy*, 33(4), 287–298. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2008.01.003>
- (2). Beck, N., & Katz, J. N. (1995). What to do (and not to do) with time-series cross-section data. *American Political Science Review*, 89(3), 634–647. <https://doi.org/10.2307/2082979>
- (3). Belloumi, M. (2014). *Investigating the impact of climate change on agricultural production in Eastern and Southern African countries* (AGRODEP Working Paper No. 0003). African Growth and Development Policy Modeling Consortium. <https://agrodep.org/sites/default/files/AGRODEPWP0003.pdf>
- (4). Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239–253. <https://doi.org/10.2307/2297111>
- (5). Cobb, C. W., & Douglas, P. H. (1928). A theory of production. *The American Economic Review*, 18(1), 139–165.
- (6). Driscoll, J. C., & Kraay, A. C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *The Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549–560. <https://doi.org/10.1162/003465398557825>
- (7). Echevarria, C. (1998). A three-factor agricultural production function: The case of Canada. *International Economic Journal*, 12(3), 63–75. <https://doi.org/10.1080/10168739800000029>

- (8). Emediegwu, L. E., Wossink, A., & Hall, A. (2022). The impacts of climate change on agriculture in sub-Saharan Africa: A spatial panel data approach. *World Development*, 158, Article 105967. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2022.105967>
- (9). Food and Agriculture Organization of the United Nations. (2026). FAOSTAT [Data set]. Retrieved August 9, 2026, from <https://www.fao.org/faostat/>
- (10). Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 93(2), 345–368. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(99\)00025-1](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(99)00025-1)
- (11). Hansen, L. P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, 50(4), 1029–1054. <https://doi.org/10.2307/1912775>
- (12). Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251–1271. <https://doi.org/10.2307/1913827>
- (13). Hoechle, D. (2007). Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. *The Stata Journal*, 7(3), 281–312. <https://doi.org/10.1177/1536867X0700700301>
- (14). Iheonu, C. O., Asongu, S. A., Emeka, E. T., & Orjiakor, E. C. (2025). Climate change in West Africa: Estimating temperature threshold for agricultural productivity. *Oxford Development Studies*, 53(4), 388–406. <https://doi.org/10.1080/13600818.2025.2533845>
- (15). Jiang, H., Zhu, H., Zhou, S., & Wu, F. (2015). Economic analysis of the impact of climate change on China's agricultural output value. *Guangdong Agricultural Sciences*, 42(13), 187–192.
- (16). Kleibergen, F., & Paap, R. (2006). Generalized reduced rank tests using the singular value decomposition. *Journal of Econometrics*, 133(1), 97–126. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.02.011>
- (17). Lind, J. T., & Mehlum, H. (2010). With or without U? The appropriate test for a U-shaped relationship. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 72(1), 109–118. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2009.00569.x>
- (18). Mubenga-Tshitaka, J.-L., Gelo, D., Dikgang, J., & Mwamba, J. W. M. (2024). Panel threshold effect of climate variability on agricultural output in Eastern African countries. *Cogent Economics & Finance*, 12(1), Article 2345437. <https://doi.org/10.1080/23322039.2024.2345437>
- (19). Ortiz-Bobea, A., Ault, T. R., Carrillo, C. M., Chambers, R. G., & Lobell, D. B. (2021). Anthropogenic climate change has slowed global agricultural productivity growth. *Nature Climate Change*, 11(4), 306–312. <https://doi.org/10.1038/s41558-021-01000-1>
- (20). Pesaran, M. H. (2004). *General diagnostic tests for cross section dependence in panels* (Cambridge Working Papers in Economics No. 0435). Faculty of Economics, University of Cambridge. <https://doi.org/10.17863/CAM.5113>
- (21). Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265–312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- (22). Razzouki, A., Ridaoui, M., Oudgou, M., & Boudhar, A. (2025). Econometric analysis of climate change impacts on agricultural output in the MENA region. *Economies*, 13(12), Article 340. <https://doi.org/10.3390/economies13120340>
- (23). Sargan, J. D. (1958). The estimation of economic relationships using instrumental variables. *Econometrica*, 26(3), 393–415. <https://doi.org/10.2307/1907619>
- (24). Saleem, N., & Smirnova, J. (2026). The impact of climate change on agricultural production: A comparative analysis of three Global South regions. *Eurasian Economic Review*, 16, 663–697. <https://doi.org/10.1007/s40822-025-00355-6>

- (25). Schlenker, W., & Roberts, M. J. (2009). Nonlinear temperature effects indicate severe damages to U.S. crop yields under climate change. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 106(37), 15594–15598. <https://doi.org/10.1073/pnas.0906865106>
- (26). Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65–94. <https://doi.org/10.2307/1884513>
- (27). Stock, J. H., & Yogo, M. (2005). Testing for weak instruments in linear IV regression. In D. W. K. Andrews & J. H. Stock (Eds.), *Identification and inference for econometric models: Essays in honor of Thomas Rothenberg* (pp. 80–108). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511614491.006>
- (28). Thornton, P. K., Schuetz, T., Förch, W., Cramer, L., Abreu, D., Vermeulen, S., & Campbell, B. M. (2017). Responding to global change: A theory of change approach to making agricultural research for development outcome-based. *Agricultural Systems*, 152, 145–153. <https://doi.org/10.1016/j.agsy.2017.01.005>
- (29). Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press.
- (30). World Bank. (2026a). *Climate Change Knowledge Portal* [Data set]. Retrieved August 9, 2026, from <https://climateknowledgeportal.worldbank.org/>
- (31). World Bank. (2026b). *World Development Indicators* [Data set]. Retrieved August 9, 2026, from <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>