

Taux de fécondité et sécurité alimentaire au Niger : mise en évidence d'une relation en U inversé par une approche ARDL aux bornes

Fertility rate and food security in Niger: evidence of an inverted U-shaped relationship using an ARDL bounds testing approach

KEITA Mahamadou Ali

Doctorant

Faculté des Sciences Économiques et de Gestion (FASEG)

Université Cheikh Anta Diop de Dakar - Sénégal

LINC - Laboratoire de recherches sur les Institutions et la Croissance

Date de soumission : 04/08/2026

Date d'acceptation : 02/10/2026

Pour citer cet article :

KEITA. M.A. (2026) « Taux de fécondité et sécurité alimentaire au Niger : mise en évidence d'une relation en U inversé par une approche ARDL aux bornes », Revue Française d'Économie et de Gestion « Volume 7 : Numéro 10 » pp : 486- 510.

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

Attribution License 4.0 International License



Résumé

Le Niger affiche l'une des fécondités les plus élevées au monde 6,41 enfants par femme en 2024 dans un contexte d'insécurité alimentaire persistante. Si la tradition malthusienne prédit un effet uniformément négatif de la pression démographique sur la disponibilité alimentaire, la littérature reste majoritairement linéaire et la non-linéarité de cette relation demeure inexplorée en Afrique de l'Ouest. Cette étude examine l'effet du taux de fécondité total sur la sécurité alimentaire, mesurée par l'indice de production alimentaire, au Niger entre 1980 et 2022, à partir d'une approche ARDL avec test aux bornes et d'une spécification quadratique captant les effets de seuil. Les résultats confirment une cointégration à long terme et révèlent une dynamique en U inversé : en deçà d'un seuil de 6,77 enfants par femme, la fécondité soutient la production alimentaire ; au-delà, son effet devient significativement négatif. À court terme, le revenu par habitant et les précipitations améliorent la sécurité alimentaire ; le cheptel et les terres agricoles en sont les déterminants de long terme. Le Niger étant resté au-dessus du seuil sur la quasi-totalité de la période, ces résultats nuancent la thèse malthusienne et plaident pour une planification familiale articulée à l'investissement agricole.

Mots clés : sécurité alimentaire ; taux de fécondité ; ARDL ; relation non linéaire ; Niger

Abstract

Niger has one of the world's highest fertility rates 6.41 children per woman in 2024 against a backdrop of persistent food insecurity. While the Malthusian tradition predicts a uniformly negative effect of demographic pressure on food availability, the literature remains largely linear and the non-linearity of this relationship is still unexplored for West Africa. This study examines the effect of the total fertility rate on food security, proxied by the food production index, in Niger between 1980 and 2022, using an ARDL bounds testing approach and a quadratic specification of fertility capturing threshold effects. The results confirm a long-run cointegrating relationship and reveal an inverted U-shaped dynamic: below a threshold of 6.77 children per woman, fertility supports food production; beyond it, the effect turns significantly negative. In the short run, income per capita and rainfall improve food security; livestock and agricultural land are the long-run determinants. As Niger remained above the threshold for most of the estimation period, these findings qualify the Malthusian thesis and argue for family planning combined with agricultural investment.

Keywords : food security ; fertility rate ; ARDL ; non-linear relationship ; Niger

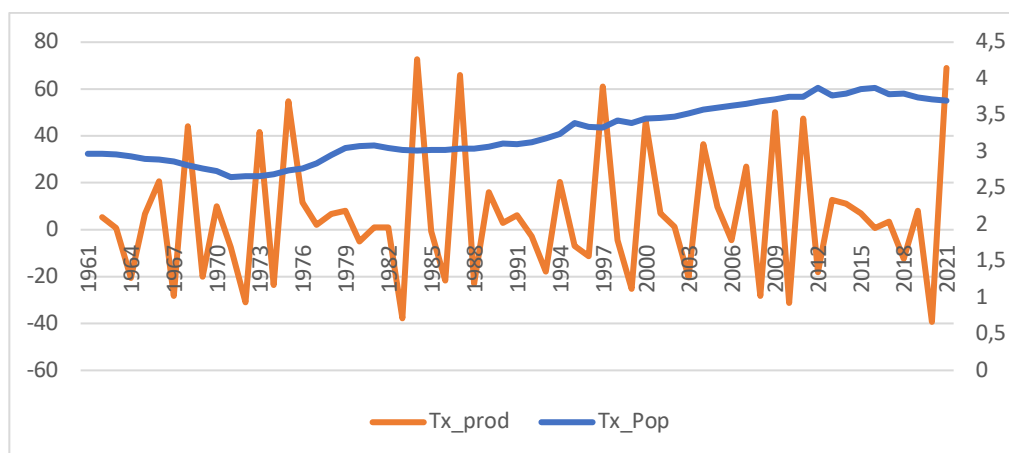
Introduction

La relation entre croissance démographique et sécurité alimentaire est l'une des questions les plus anciennes et les plus débattues de l'économie du développement. Dès 1798, Thomas Robert Malthus soutenait que la population, sans contrôle, croît de façon géométrique tandis que la production alimentaire progresse arithmétiquement, prédisant une collision inévitable entre le nombre d'habitants et la capacité productive de la terre. Plus de deux siècles plus tard, cette tension n'a pas disparu : elle s'est simplement déplacée. La faim mondiale, après des années d'amélioration progressive, s'est nettement dégradée : la FAO estimait qu'environ 733 millions de personnes souffraient de la faim en 2023, l'Afrique subsaharienne portant une part disproportionnée de ce fardeau malgré sa faible part dans le PIB mondial (FAO, 2024). Parallèlement, la croissance démographique mondiale est désormais concentrée dans une poignée de pays à faible revenu, soulevant des questions urgentes sur la capacité des systèmes agricoles à nourrir des populations qui doublent en une génération.

Le Niger se trouve à l'épicentre de ces deux tendances. Avec une population d'environ 26,2 millions d'habitants en 2023, croissant à un rythme annuel de 3,4 %, et un taux de fécondité de 6,41 enfants par femme en 2024 le plus élevé enregistré au niveau national depuis 2019, le pays suit une trajectoire démographique sans équivalent dans l'histoire récente (Division de la population des Nations Unies, 2024). Les projections placent la population nigérienne entre 68 et 70 millions d'habitants d'ici 2050 si les tendances actuelles se maintiennent. Dans ce contexte, la situation alimentaire reste structurellement fragile. L'analyse du Cadre Harmonisé de décembre 2024 projette que 2,2 millions de personnes soit 8 % de la population feront face à une insécurité alimentaire sévère lors de la saison de soudure 2025, soit une hausse de 31 % par rapport à la même période en 2024 (Food Security Cluster, 2024). Ces chiffres sont aggravés par des chocs climatiques récurrents, la dégradation progressive des terres arables et un contexte politique marqué par le retrait du Niger de la CEDEAO en janvier 2025, qui a davantage contraint l'accès aux marchés alimentaires régionaux et aux mécanismes de soutien extérieur. L'écart entre la pression démographique et la capacité productive agricole ne se réduit pas : il se creuse.

La figure N°1 illustre cette divergence, en comparant le taux de croissance démographique relativement stable du Niger à la forte volatilité de la croissance de la production céréalière entre 1961 et 2022.

Figure N°1 : Évolution du taux de croissance de la population et du taux de croissance de la production



Source : Auteur, à partir des données de la Banque mondiale

Malgré un taux de croissance démographique constamment supérieur à 3 % par an, la production agricole présente une irrégularité structurelle, avec des variations annuelles comprises entre -30 % et +60 %, principalement liées aux chocs climatiques et à l'absence d'intensification agricole soutenue.

Malgré l'urgence de cette situation, la littérature académique sur le lien démographie-sécurité alimentaire au Niger reste étonnamment limitée. La plupart des études empiriques portent sur des économies plus grandes : Nigéria (Ahungwa et al., 2019 ; Okolo et Obidigbo, 2015), Éthiopie (Josephson et al., 2014 ; Muuz Hadush et al., 2019) ou sur des panels d'Afrique subsaharienne (Oguniye et al., 2018 ; Aderemi et al., 2024). Les études portant sur les contextes sahéliens privilégient généralement les approches agronomiques ou climatologiques, laissant le canal macroéconomique par lequel la fécondité affecte la production agricole dans le temps largement inexploré. Plus important encore, l'approche dominante dans la littérature est linéaire : la plupart des études estiment une relation monotone entre la croissance démographique et les indicateurs de sécurité alimentaire, supposant implicitement que chaque unité supplémentaire de pression démographique produit le même effet négatif, indépendamment du niveau de départ. Cette hypothèse est théoriquement fragile. Boserup (1965) a montré que la pression démographique peut stimuler l'intensification agricole et l'innovation jusqu'à un certain seuil ; Simon (1981) a soutenu de même qu'une croissance démographique modérée génère des effets positifs à long terme sur les niveaux de vie. L'effondrement malthusien, dans cette perspective, n'est pas une inévitabilité linéaire mais un phénomène de seuil qui ne s'active que lorsque la pression démographique franchit un niveau critique au-delà duquel les ressources disponibles sont réellement dépassées. À notre

connaissance, aucune étude n'a formellement testé cette hypothèse non linéaire pour le Niger avec des méthodes économétriques de séries temporelles. Ces lacunes conduisent à la question de recherche suivante : dans quelle mesure le taux de fécondité total affecte-t-il la sécurité alimentaire au Niger sur la période 1980–2022, et cette relation comporte-t-elle un seuil au-delà duquel l'effet de la fécondité s'inverse ? Cette formulation inscrit le travail dans une démarche quantitative confirmatoire : elle appelle la mise à l'épreuve d'hypothèses explicites, énoncées en section 1.4, à partir de données secondaires de séries temporelles, plutôt qu'une exploration qualitative des mécanismes en jeu.

Cette étude comble directement ces lacunes. Sur données annuelles couvrant 1980 à 2022, issues des Indicateurs du développement dans le monde, nous examinons l'effet du taux de fécondité total sur l'indice de production alimentaire au Niger, en utilisant un cadre ARDL avec test aux bornes (Pesaran et al., 2001). Nous introduisons une spécification quadratique de la variable de fécondité pour tester si la relation entre croissance démographique et sécurité alimentaire est effectivement non linéaire et, plus précisément, si une dynamique en U inversé existe, avec un seuil calculable au-delà duquel la fécondité devient préjudiciable à la production alimentaire. Le modèle contrôle également le PIB par habitant, les précipitations, la température, les terres agricoles et le cheptel, permettant de distinguer le canal démographique des déterminants climatiques et économiques. Cette approche s'inscrit dans le prolongement des développements méthodologiques récents dans la littérature sur la sécurité alimentaire utilisant des modèles ARDL pour les contextes africains et en développement (Benchehida, 2024 ; Dekkiche et al., 2025). L'étude apporte trois contributions à la littérature existante. Premièrement, elle fournit, à notre connaissance, la première évaluation économétrique formelle des dynamiques démographie–sécurité alimentaire au Niger sur longue période. Deuxièmement, elle introduit et teste une spécification non linéaire que la littérature existante a largement ignorée. Troisièmement, elle identifie un seuil de fécondité concret à valeur opérationnelle directe pour l'une des populations à la croissance la plus rapide au monde.

La suite de l'article est organisée comme suit. La section 1 présente la revue de la littérature théorique et empirique sur la relation entre croissance démographique et sécurité alimentaire. La section 2 décrit les données, les variables et la méthodologie économétrique. La section 3 présente les résultats empiriques, incluant les tests de stationnarité, l'analyse de cointégration et les estimations à court et long terme. La section 4 discute les résultats au regard de la littérature et de leurs implications politiques. La conclusion revient sur les principaux apports et les perspectives de recherche.

1. Revue de la littérature

1.1. La tradition malthusienne et ses extensions

Le fondement intellectuel du débat démographie–sécurité alimentaire repose sur l'Essai sur le principe de population de Malthus (1798), qui postule que la population humaine croît géométriquement tandis que la production alimentaire progresse arithmétiquement, générant inévitablement une pression sur les ressources de subsistance. Cet argument central que la croissance démographique compromet systématiquement la disponibilité alimentaire a façonné deux siècles de réflexion sur la population et le développement. Ricardo (1817) a renforcé ce pessimisme à travers la loi des rendements décroissants, en soutenant qu'à mesure que la population s'étend vers des terres moins fertiles, la productivité agricole par unité diminue, déprimant les salaires et contraignant la croissance de la production. Au vingtième siècle, les néo-malthusiens ont étendu ces préoccupations aux limites environnementales. Ehrlich (1968) a mis en garde contre des famines catastrophiques dues à une croissance démographique incontrôlée, tandis que Hardin (1968) a introduit la tragédie des biens communs pour montrer comment les ressources à accès libre sont systématiquement surexploitées sous la pression démographique. Le rapport Limites à la croissance du Club de Rome (Meadows et al., 1972) a formalisé ces arguments dans un modèle systémique, prédisant que la croissance démographique et économique exponentielle épuiserait les ressources planétaires en un siècle. Coale et Hoover (1958) ont apporté un complément macroéconomique, en démontrant que la croissance démographique rapide détourne les ressources publiques de l'investissement productif vers les dépenses de consommation en santé et éducation, ralentissant l'accumulation de capital et le développement économique. Pris ensemble, ces travaux génèrent une prédiction claire et testable : la croissance démographique, mesurée par les taux de fécondité, exerce un effet négatif sur la production et la sécurité alimentaires.

1.2. La contre-tradition bosserupienne et les perspectives optimistes

Le consensus malthusien a été fondamentalement remis en question par Ester Boserup (1965), dont l'analyse du changement agraire sous pression démographique est parvenue à la conclusion inverse. Plutôt que de traiter la production alimentaire comme une contrainte exogène, Boserup a soutenu que la pression démographique stimule l'intensification agricole : à mesure que la densité de population augmente, les agriculteurs raccourcissent les périodes de jachère, adoptent des techniques à forte intensité de main-d'œuvre et passent à des systèmes de culture continue. La croissance démographique est, dans cette perspective, un moteur d'innovation agricole plutôt que son ennemi. Hayami et Ruttan (1971) ont formalisé cette

intuition à travers l'hypothèse d'innovation induite, selon laquelle la hausse de la densité de population modifie les prix relatifs des facteurs rendant la terre plus rare par rapport à la main-d'œuvre encourageant ainsi l'adoption de technologies d'économie de terre qui augmentent la productivité par hectare. Simon (1981) a étendu cet optimisme plus loin, affirmant que l'ingéniosité humaine est la ressource ultime : la rareté stimule l'innovation, et une croissance démographique modérée génère des effets positifs nets sur les niveaux de vie à long terme, même si des coûts à court terme existent. Plus récemment, Miladinov (2023) a apporté un soutien empirique à la vision boserupienne dans un panel de pays en développement, constatant que la croissance de la population rurale est associée à une réduction de la prévalence de la sous-alimentation. Muuz Hadush et al. (2019) sont parvenus à des conclusions similaires pour l'Éthiopie rurale, montrant qu'une densité de population plus élevée est positivement corrélée à la production laitière, aux revenus agricoles et à l'adoption de technologies. Ces contributions ne réfutent pas la thèse malthusienne : elles la contextualisent. Les effets négatifs de la pression démographique semblent ne se matérialiser que dans des conditions spécifiques, suggérant que la relation entre fécondité et sécurité alimentaire peut être fondamentalement non linéaire.

1.3. Données empiriques sur le lien démographie-sécurité alimentaire

La littérature empirique sur la croissance démographique et la sécurité alimentaire s'est considérablement développée au cours des deux dernières décennies, avec une majorité d'études portant sur les contextes africains où la pression démographique est la plus aiguë. Au niveau des pays, Okolo et Obidigbo (2015) ont utilisé un modèle ARDL pour le Nigéria et ont constaté qu'une augmentation d'une unité du taux de croissance démographique réduisait l'indice de production alimentaire de 109 unités, confirmant le mécanisme de pression sur les ressources. Ahungwa et al. (2019), également pour le Nigéria, ont documenté une association négative significative entre la croissance démographique et un indice composite de sécurité alimentaire. Gambo et Idris (2014) ont corroboré ces résultats à l'aide d'une approche de cointégration ARDL, établissant des effets négatifs à court et long terme de la croissance démographique sur la production céréalière. Pour l'Éthiopie, Josephson et al. (2014) ont constaté que la hausse de la densité de population rurale réduit la taille des exploitations et les revenus agricoles, tandis qu'Islam et al. (2023) ont montré pour le Pakistan que la croissance démographique dépasse la capacité productive agricole, avec une hétérogénéité selon les cultures dans la direction des effets. Au niveau régional, Oguniyi et al. (2018) ont constaté que l'augmentation de la taille des ménages dégrade le bien-être nutritionnel des enfants en Afrique subsaharienne. Aderemi et al. (2024), examinant l'Afrique subsaharienne sur 2001–2021, ont

confirmé que la croissance démographique exerce une pression sur la disponibilité alimentaire. Plus récemment, Dekkiche et al. (2025), utilisant un modèle Panel-ARDL dans un échantillon de pays arabes et africains, ont constaté que la taille de la population compromet systématiquement l'adéquation de la production alimentaire à long terme.

Les études liant spécifiquement les taux de fécondité à la sécurité alimentaire confirment cette relation négative dans de multiples contextes. Rosegrant et Cline (2003) ont documenté une association négative à l'échelle mondiale, tandis que Szabo (2016) a montré que des taux de fécondité élevés restent des prédicteurs significatifs du risque d'insécurité alimentaire dans des contextes d'urbanisation rapide. Thomson et al. (2012) ont constaté pour la République Démocratique du Congo qu'une fécondité élevée génère à la fois une dégradation environnementale et une insécurité alimentaire. Tan Jin Jie et al. (2023) ont confirmé un effet négatif à long terme de la fécondité sur la sécurité alimentaire en Malaisie à l'aide d'une approche ARDL. Cependant, plusieurs de ces études notent que la relation fécondité-sécurité alimentaire n'est pas nécessairement monotone. Bongaarts (2009) a soutenu que des niveaux de fécondité modérés peuvent soutenir des dividendes démographiques qui améliorent l'accès alimentaire, tandis que Galor (2012) a démontré théoriquement que les effets de la fécondité sur les niveaux de vie suivent une trajectoire non linéaire. Cette intuition théorique a rarement été testée empiriquement, en particulier dans des études de séries temporelles par pays où l'identification précise du seuil est réalisable.

1.4. Positionnement et hypothèses

La littérature examinée ci-dessus converge vers trois conclusions qui motivent notre approche empirique. Premièrement, la prédiction malthusienne d'un effet négatif de la démographie sur la sécurité alimentaire trouve un soutien empirique robuste, en particulier dans les contextes africains à faible revenu où les transitions démographiques restent incomplètes. Deuxièmement, la contre-tradition boserupienne fournit des bases théoriques crédibles pour s'attendre à des effets positifs de la fécondité à des niveaux modérés. Troisièmement, et c'est le point le plus important pour cette étude, la spécification linéaire standard adoptée par la majorité des travaux existants est incompatible avec la prédiction théorique d'effets de seuil : si des effets positifs et négatifs sont tous deux théoriquement plausibles à différents niveaux de fécondité, la véritable relation est non linéaire et les estimations linéaires seront mal spécifiées par construction. Sur la base de ces éléments, nous formulons deux hypothèses testables :

H1 : Le taux de fécondité total exerce un effet non linéaire en U inversé sur l'indice de production alimentaire au Niger à long terme, avec un seuil calculable au-delà duquel la pression démographique devient préjudiciable à la sécurité alimentaire.

H2 : Les variables macroéconomiques et climatiques de contrôle PIB par habitant, précipitations, terres agricoles et cheptel exercent des effets positifs et significatifs sur la production alimentaire, conformément à la littérature existante.

2. Données et méthodologie

2.1. Données et variables

Cette étude utilise des données annuelles de séries temporelles pour le Niger couvrant la période 1980 à 2022, soit 43 observations. Toutes les données sont tirées des Indicateurs du développement dans le monde (Banque mondiale, 2023). La variable dépendante est l'indice de production alimentaire (IPA), qui mesure le niveau relatif de la production agricole pour l'ensemble des produits alimentaires par rapport à la période de base 2014–2016 = 100. Conformément à Tan Jin Jie et al. (2023) et Aderemi et al. (2024), nous utilisons l'IPA comme proxy de la dimension disponibilité de la sécurité alimentaire la dimension la plus directement mesurable au niveau national à partir de données annuelles disponibles publiquement. La variable est log-transformée et notée $\ln IPA$.

La variable explicative centrale est le taux de fécondité total (TFR), défini comme le nombre moyen d'enfants qu'une femme aurait au cours de sa vie compte tenu des taux de fécondité par âge en vigueur. Nous préférons le TFR au taux de croissance démographique brut pour deux raisons. Premièrement, le TFR mesure plus directement le comportement reproductif et est moins sensible aux effets de la structure par âge. Deuxièmement, il présente une plus grande variation dans les séries temporelles sur la période d'échantillonnage, ce qui est préférable pour l'identification des effets de seuil. Nous incluons également le TFR au carré (TFR^2) pour tester la relation non linéaire formulée dans H1. Ces deux variables sont saisies en valeur originale, non log-transformées, car la spécification quadratique nécessite les valeurs brutes pour identifier correctement le seuil.

Cinq variables de contrôle sont incluses : le PIB par habitant ($\ln PIB$, log), les précipitations annuelles ($\ln PRECIP$, log), la température annuelle moyenne ($\ln TEMP$, log), les terres agricoles ($\ln TERRE$, log) et le cheptel ($\ln CHEPTEL$, log). Le tableau N°1 résume les variables, leurs signes attendus et leurs sources.

Tableau N°1 : Description des variables, signes attendus et sources

Variable	Notation	Description	Signe attendu	Source
Indice de production alimentaire	lnIPA	Indice FAO (base 2014-2016 = 100), log-transformé. Proxy de la disponibilité alimentaire.	Var. dép.	Banque mondiale , WDI
Taux de fécondité total	TFR	Nombre moyen d'enfants par femme. Entré en valeur originale (non log-transformé).		Banque mondiale , WDI
TFR au carré	TFR ²	Carré du taux de fécondité. Capture les effets non linéaires.		Banque mondiale , WDI
PIB par habitant	lnPIB	PIB par habitant, USD constants, log-transformé.	+	Banque mondiale , WDI
Précipitations	lnPRECIP	Précipitations annuelles moyennes (mm), log-transformées.	+	Banque mondiale , WDI
Température	lnTEMP	Température annuelle moyenne (°C), log-transformée.	+/-	Banque mondiale , WDI
Terres agricoles	lnTERRE	Superficie agricole (% du total), log-transformée.	+	Banque mondiale , WDI
Cheptel	lnCHEPT EL	Indice de production animale (base 2014-2016 = 100), log-transformé.	+	Banque mondiale , WDI

Source : Auteur, à partir des données de la Banque mondiale

2.2. Spécification du modèle

En s'appuyant sur le cadre théorique développé en section 1, le modèle empirique de base est spécifié comme suit :

$$\ln IPA_t = f(TFR_t, TFR^2_t, \ln PIB_t, \ln PRECIP_t, \ln TEMP_t, \ln TERRE_t, \ln CHEPT_{EL,t}) \quad (1)$$

L'inclusion conjointe de TFR et TFR² permet de tester une relation en U inversé entre la fécondité et la production alimentaire. Si le coefficient estimé de TFR est positif ($\beta_1 > 0$) et le coefficient de TFR² est négatif ($\beta_2 < 0$), la relation est concave et un seuil peut être calculé comme suit :

$$TFR^* = -\beta_1 / (2 \beta_2) \quad (2)$$

En deçà de TFR*, les augmentations de la fécondité améliorent la production alimentaire ; au-delà de ce seuil, l'effet marginal devient négatif. Toutes les autres variables étant log-transformées, leurs coefficients estimés sont directement interprétables comme des élasticités de long terme.

2.3. Méthodologie économétrique

2.3.1. Test de stationnarité

Avant l'estimation, nous testons l'ordre d'intégration de toutes les séries à l'aide du test de Phillips-Perron (PP) (Phillips et Perron, 1988). Ce test est préféré au test de Dickey-Fuller Augmenté dans ce contexte car il est robuste à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation dans le terme d'erreur, sans nécessiter la spécification de termes de retard supplémentaires. Le test est appliqué à la fois en niveaux et en premières différences, avec et sans tendance déterministe.

2.3.2. Approche ARDL avec test aux bornes

Nous estimons le modèle à l'aide de l'approche ARDL avec test aux bornes développée par Pesaran et al. (2001). Ce cadre offre trois avantages méthodologiques particulièrement pertinents : il peut être appliqué indépendamment du fait que les régresseurs soient $I(0)$ ou $I(1)$; il fournit des estimations simultanées des dynamiques à court terme et des relations à long terme ; et il présente de bonnes propriétés en petit échantillon. La représentation à correction d'erreur non restreinte prend la forme suivante :

$$\Delta \ln IPA_t = \beta_0 + \sum \beta_{1i} \Delta \ln IPA_{t-i} + \sum \beta_{2i} \Delta TFR_{t-i} + \sum \beta_{3i} \Delta TFR^2_{t-i} + \sum \beta_{4i} \Delta \ln PIB_{t-i} + \sum \beta_{5i} \Delta \ln PRECIP_{t-i} + \sum \beta_{6i} \Delta \ln TEMP_{t-i} + \sum \beta_{7i} \Delta \ln TERRE_{t-i} + \sum \beta_{8i} \Delta \ln CHEPTEL_{t-i} + \alpha_1 \ln IPA_{t-1} + \alpha_2 TFR_{t-1} + \alpha_3 TFR^2_{t-1} + \alpha_4 \ln PIB_{t-1} + \alpha_5 \ln PRECIP_{t-1} + \alpha_6 \ln TEMP_{t-1} + \alpha_7 \ln TERRE_{t-1} + \alpha_8 \ln CHEPTEL_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

L'existence d'une relation à long terme est évaluée par un test aux bornes sur la significativité conjointe des variables en niveaux retardées. Pesaran et al. (2001) fournissent deux ensembles de valeurs critiques asymptotiques : une borne inférieure supposant que toutes les variables sont $I(0)$ et une borne supérieure supposant qu'elles sont toutes $I(1)$. Si la statistique F calculée dépasse la borne supérieure, la cointégration est confirmée. La structure optimale de retards est sélectionnée par minimisation du critère d'information d'Akaike (AIC).

2.3.3. Estimation à long terme et à court terme

Une fois la cointégration établie, les coefficients à long terme sont estimés à partir de la spécification en niveaux de l'équation (3). La dynamique à court terme est récupérée à travers le modèle à correction d'erreur (MCE) associé :

$$\Delta \ln IPA_t = \beta_0 + \sum \beta_i (\text{différences retardées}) + \gamma \cdot MCE_{t-1} + e_t \quad (4)$$

où MCE_{t-1} est le terme de correction d'erreur issu de la relation de long terme. Son coefficient γ doit être négatif et statistiquement significatif, indiquant la vitesse à laquelle les déviations par rapport à l'équilibre de long terme sont corrigées à chaque période. La qualité du modèle est évaluée par une batterie de tests diagnostiques : Breusch-Godfrey (autocorrélation),

Breusch-Pagan-Godfrey (hétéroscédasticité), Jarque-Bera (normalité des résidus) et Ramsey RESET (spécification fonctionnelle). La stabilité des paramètres est évaluée par les tests CUSUM et CUSUM des carrés.

3. Résultats

3.1. Statistiques descriptives et analyse de corrélation

Le tableau N°2 présente les statistiques descriptives pour l'ensemble des variables sur la période 1980–2022. L'indice de production alimentaire (lnIPA) a une moyenne de 3,99 et varie de 3,24 à 4,86, reflétant la forte volatilité de la production agricole nigérienne. Le taux de fécondité moyen est de 7,57 enfants par femme, avec une baisse progressive de 7,93 (maximum) à 6,69 (minimum) sur la période d'échantillonnage.

Tableau N°2 : Statistiques descriptives

Statistique	Moyenne	Médiane	Maximum	Minimum	Écart-type	Observations
lnIPA	3,986	3,950	4,863	3,235	0,496	43
TFR	7,568	7,695	7,932	6,686	0,331	43
TFR ²	57,376	59,213	62,917	44,701	4,896	43
lnCHEPTE L	4,385	4,371	4,715	3,885	0,217	43
lnPIB	5,855	5,818	6,381	5,285	0,358	43
lnPRECIP	2,632	2,659	3,004	1,922	0,211	43
lnTEMP	3,322	3,322	3,358	3,284	0,015	43
lnTERRE	12,855	12,848	13,052	12,621	0,158	43

Source : Auteur, à partir des données de la Banque mondiale

La matrice de corrélation (annexe N°1) révèle que lnIPA est fortement et négativement corrélé avec TFR (−0,935) et TFR² (−0,941), fournissant un premier indice de la relation négative démographie–sécurité alimentaire. En revanche, lnIPA est fortement et positivement corrélé avec les terres agricoles (0,958), le cheptel (0,880), le PIB par habitant (0,762) et les précipitations (0,634). Une corrélation négative notable entre TFR et les terres agricoles (−0,861) suggère que la pression démographique réduit progressivement la superficie disponible par ménage.

3.2. Tests de stationnarité

Le tableau N°3 présente les résultats des tests de racine unitaire de Phillips-Perron. TFR et TFR² sont stationnaires en niveaux, donc intégrés d'ordre I(0). Toutes les autres variables (lnIPA, lnPIB, lnPRECIP, lnTEMP, lnTERRE, lnCHEPTEL) contiennent une racine unitaire en niveaux mais deviennent stationnaires après différenciation première, confirmant leur statut I(1). Aucune variable n'est intégrée d'ordre I(2), satisfaisant la condition préalable à l'approche ARDL avec test aux bornes.

Tableau N°3 : Tests de stationnarité de Phillips-Perron

Variable	En niveau		En première différence		I(d)
	t-stat	Prob.	t-stat	Prob.	
TFR	-2,401	0,017			I(0)
TFR²	-2,294	0,023			I(0)
lnIPA	2,312	0,994	-8,628	0,000	I(1)
lnCHEPTEL	-1,257	0,641	-6,355	0,000	I(1)
lnPIB	0,157	0,727	-5,471	0,000	I(1)
lnPRECIP	0,106	0,711	-15,969	0,000	I(1)
lnTEMP	0,250	0,754	-15,178	0,000	I(1)
lnTERRE	3,337	0,990	-5,660	0,000	I(1)

(*) Significatif à 10 % ; (**) à 5 % ; (***) à 1 %. « » = test non applicable.

Source : Auteur, à partir des données de la Banque mondiale et du logiciel EViews

3.3. Sélection du retard et modèle optimal

La longueur optimale de retard pour le système VAR est déterminée par minimisation du critère d'information d'Akaike. Les résultats indiquent qu'un ordre de retard de 2 minimise l'AIC (-28,39) et l'erreur de prédiction finale ($9,90 \times 10^{-23}$), tout en produisant la statistique LR séquentielle la plus élevée (85,26). La spécification ARDL(1,1,0,1,1,0,1,0) est sélectionnée comme modèle optimal parmi les 20 spécifications candidates évaluées (annexe N°2), avec la valeur AIC la plus faible (-2,664).

Tableau N°4 : Critères de sélection du retard optimal (VAR)

Retard	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	345,96	NA	3,20e-27	-16,486	-16,152	-16,364
1	645,15	467,027	2,15e-30	-27,959	-24,940*	-26,870*
2	717,978	85,26*	9,90e-23*	-28,390*	-22,705	-26,319

Retard optimal retenu : 2. Spécification ARDL recommandée : ARDL(1,1,0,1,1,0,1,0).

(*) indique le retard sélectionné par le critère. LR : statistique LR séquentielle modifiée (5 %).

FPE : erreur de prédiction finale.

Source : Auteur, à partir des données de la Banque mondiale et du logiciel EViews

3.4. Test de cointégration aux bornes

Le tableau N°5 présente les résultats du test aux bornes. La statistique F calculée de 8,94 dépasse largement la borne supérieure à tous les niveaux de signification conventionnels, confirmant l'existence d'une relation de cointégration à long terme entre les variables. L'hypothèse nulle d'absence de relation à long terme est rejetée. Nous concluons que lnIPA, TFR, TFR², lnPIB, lnPRECIP, lnTEMP, lnTERRE et lnCHEPTEL partagent un équilibre de long terme stable sur la période 1980–2022.

Tableau N°5 : Test aux bornes de Pesaran (cointégration)

Test statistique	Valeur	Significativité	Borne inf. I(0)	Borne sup. I(1)
F-statistique	8,94	10 %	1,92	2,89
k = 7		5 %	2,17	3,21
		2,5 %	2,43	3,51
		1 %	2,73	3,90

Conclusion : F-stat (8,94) > borne supérieure au seuil de 1 % → cointégration confirmée.

Source : Auteur, à partir des données de la Banque mondiale et du logiciel EViews

3.5. Estimations à court terme

Le tableau N°6 présente les estimations à court terme. Le PIB par habitant ($\Delta \ln \text{PIB}$) affiche un coefficient positif et significatif de 0,184 ($p < 0,01$), indiquant que les gains de revenu à court terme se traduisent rapidement en une amélioration de la capacité de production alimentaire. Les précipitations ($\Delta \ln \text{PRECIP}$) exercent également un effet positif et significatif à court terme ($\beta = 0,147$, $p < 0,01$), confirmant la dépendance critique du système agricole nigérien aux précipitations saisonnières. Les terres agricoles ne sont pas significatives à court terme ($p = 0,756$), suggérant que les effets productifs de l'extension foncière ne se matérialisent qu'à des horizons plus longs.

Le terme quadratique de fécondité (ΔTFR^2) est négatif et hautement significatif ($\beta = -0,663$, $p < 0,001$) à court terme, tandis que le terme linéaire n'entre pas indépendamment dans la spécification à court terme. Ce résultat indique que l'effet démographique non linéaire sur la sécurité alimentaire est déjà opératoire à l'horizon annuel. Le terme de correction d'erreur (MCE_{t-1}) affiche un coefficient de $-1,017$ ($p < 0,001$), proche de l'unité en valeur absolue, indiquant que les déséquilibres par rapport à l'équilibre de long terme sont presque entièrement corrigés en une seule période. Le modèle explique 84,9 % de la variance à court terme de la production alimentaire.

Tableau N°6 : Résultats des estimations à court terme (modèle à correction d'erreur)

Variables	Coefficient	Écart-type	t-Statistique	Prob.	Significativité
$\Delta \ln \text{PIB}$	0,184	0,057	3,254	0,003	**
$\Delta \ln \text{PRECIP}$	0,147	0,034	4,348	0,000	***
$\Delta \ln \text{TERRE}$	0,120	0,381	0,314	0,756	
ΔTFR^2	-0,663	0,065	-10,194	0,000	***
CointEq(-1)	-1,017	0,100	-10,133	0,000	***

(*) 10 % ; (**) 5 % ; (***) 1 %. $R^2 = 0,849$.

Source : Auteur, à partir des données de la Banque mondiale et du logiciel EViews

3.6. Estimations à long terme et seuil de fécondité

Le tableau N°7 présente les estimations à long terme. Le cheptel ($\ln \text{CHEPTEL}$) affiche un coefficient positif et significatif de 0,417 ($p < 0,001$). Les terres agricoles ($\ln \text{TERRE}$) sont

positives et significatives avec un coefficient de 0,830 ($p < 0,01$), indiquant qu'une augmentation de 1 % de la superficie agricole génère une hausse de 0,83 % de l'indice de production alimentaire à long terme. Le PIB par habitant, les précipitations et la température ne sont pas significatifs à long terme, conformément aux éléments attestant d'une adaptation agricole à long terme aux conditions climatiques.

Les variables de fécondité produisent le résultat le plus substantiel de cette étude. Le terme linéaire TFR affiche un coefficient positif et significatif de 9,739 ($p < 0,01$), tandis que le terme quadratique TFR^2 est négatif et significatif à $-0,719$ ($p < 0,01$). Ce profil confirme H1 : la relation à long terme entre fécondité et production alimentaire suit une forme en U inversé. Le seuil de fécondité est calculé comme suit :

$$TFR^* = -9,739 / (2 \times (-0,719)) \approx 6,77 \text{ enfants par femme} \quad (5)$$

Tableau N°7 : Résultats des estimations à long terme (ARDL)

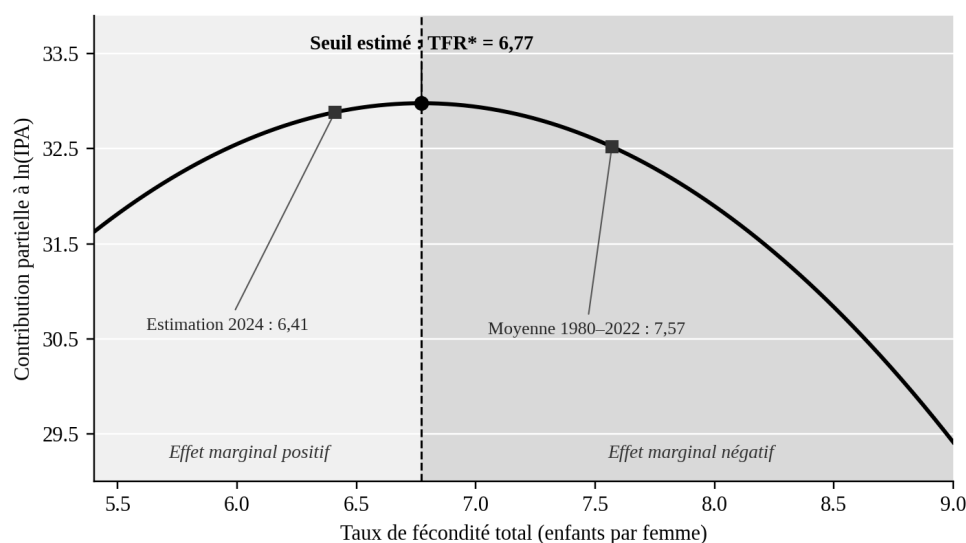
Variables	Coefficient	Écart-type	t-Statistique	Prob.	Significativité
lnPIB	0,019	0,047	0,403	0,690	
lnCHEPTEL	0,417	0,100	4,183	0,000	***
lnPRECIP	0,002	0,094	0,022	0,983	
lnTERRE	0,830	0,297	2,793	0,009	***
TFR	9,739	2,973	3,276	0,003	***
TFR²	-0,719	0,209	-3,436	0,002	***
lnTEMP	-0,116	1,004	-0,116	0,908	
Constante	-40,644	7,539	-5,392	0,000	***

(*) 10 % ; (**) 5 % ; (***) 1 %. $R^2 = 0,991$; $R^2 \text{ ajusté} = 0,987$.

Source : Auteur, à partir des données de la Banque mondiale et du logiciel EViews

En deçà de 6,77 enfants par femme, une fécondité plus élevée est associée à une production alimentaire accrue. Au-delà de ce seuil, l'effet net devient négatif. La figure N°2 illustre la relation en U inversé estimée, avec le seuil indiqué. Le taux de fécondité du Niger est demeuré supérieur à 6,77 pendant l'essentiel de la période d'échantillonnage la moyenne s'établit à 7,57 sur 1980–2022 et n'est passé en deçà du seuil qu'en toute fin de période, le minimum observé s'établissant à 6,69. Le pays a donc opéré dans le régime de pression sur les ressources durant la quasi-totalité des quatre décennies étudiées.

Figure N°2 : Relation en U inversé entre le taux de fécondité et la production alimentaire



Source : Auteur, à partir des coefficients de long terme du tableau N°7

3.7. Tests diagnostiques et stabilité

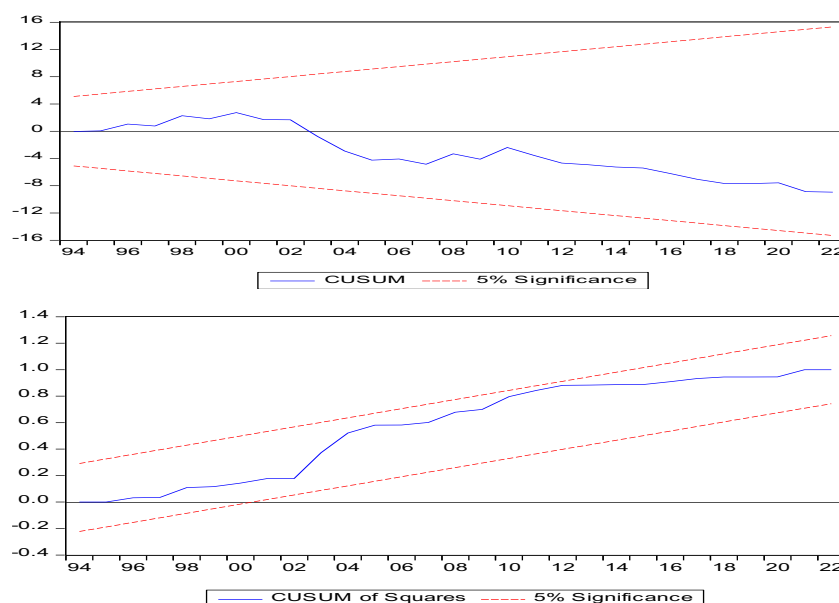
Le tableau N°8 présente les résultats des tests diagnostiques. Le test de Breusch-Godfrey ne détecte pas d'autocorrélation ($p = 0,29$). Les tests de Breusch-Pagan-Godfrey et ARCH ne détectent pas d'hétéroscédasticité ($p = 0,21$). Le test de Jarque-Bera confirme la normalité des résidus ($p = 0,92$). Le test de Ramsey RESET ne rejette pas la bonne spécification fonctionnelle ($p = 0,28$). Le modèle explique 99,1 % de la variance de l'indice de production alimentaire ($R^2 = 0,991$; R^2 ajusté = 0,987). Les graphiques CUSUM et CUSUM des carrés (figure N°3) restent dans les limites critiques à 5 % sur toute la période d'estimation, confirmant la stabilité structurelle des paramètres.

Tableau N°8 : Tests de validation du modèle ARDL

Test	Hypothèse H_0	Statistique	p-valeur	Décision
Breusch-Godfrey	Pas d'autocorrélation des résidus	1,270	0,290	H_0 non rejetée
Breusch-Pagan-Godfrey	Homoscédasticité des résidus	1,410	0,210	H_0 non rejetée
Test ARCH	Pas d'effet ARCH dans les résidus	1,410	0,210	H_0 non rejetée
Jarque-Bera	Normalité des résidus	0,176	0,915	H_0 non rejetée
Ramsey RESET	Bonne spécification fonctionnelle	1,110	0,275	H_0 non rejetée

Source : Auteur, à partir des données de la Banque mondiale et du logiciel EViews

Figure N°3 : Tests de CUSUM et de CUSUM des carrés



Source : Auteur, à partir des données de la Banque mondiale et du logiciel EViews

4. Discussion

4.1. La relation non linéaire fécondité–sécurité alimentaire

Le résultat central de cette étude une relation en U inversé entre le taux de fécondité et l'indice de production alimentaire au Niger, avec un seuil à 6,77 enfants par femme représente la contribution la plus substantielle de cette analyse. L'effet positif de la fécondité en deçà du seuil est cohérent avec la tradition bosserupienne : à des niveaux démographiques modérés, la croissance de la population génère des effets d'offre de travail qui élargissent la main-d'œuvre agricole, stimule la demande alimentaire incitant à la production, et peut encourager l'adoption de pratiques agricoles plus intensives (Boserup, 1965 ; Hayami et Ruttan, 1971). L'argument de Simon (1981) selon lequel une croissance démographique modérée crée des effets positifs à long terme sur les niveaux de vie à travers l'innovation et la substitution des ressources trouve également un appui indirect ici. Dans le contexte spécifique du Niger, où la main-d'œuvre agricole reste le principal intrant productif et où les structures familiales larges ont historiquement été associées à une plus grande disponibilité de travail agricole, ces mécanismes sont particulièrement plausibles.

Au-delà du seuil de 6,77 enfants, l'effet marginal devient négatif, conformément aux prédictions néo-malthusiennes d'Ehrlich (1968) et aux mécanismes de pression sur les ressources documentées empiriquement par Okolo et Obidigbo (2015), Ahungwa et al. (2019) et Dekkiche et al. (2025). Les mécanismes sont multiples et se renforcent mutuellement. Premièrement, la croissance rapide des ménages accélère la fragmentation des exploitations

agricoles par voie successorale, réduisant la superficie des fermes en dessous des seuils de viabilité économique ce qui est cohérent avec la corrélation négative entre TFR et terres agricoles observée dans notre matrice de corrélation. Deuxièmement, des taux de fécondité très élevés détournent les ressources des ménages financières, temporelles et cognitives de l'investissement agricole productif vers les dépenses liées à l'éducation des enfants, réduisant à la fois l'investissement dans les exploitations et l'accumulation de capital humain (Coale et Hoover, 1958). Troisièmement, au niveau macroéconomique, la croissance rapide de la population augmente la demande alimentaire agrégée plus vite que la production ne peut répondre, créant un déséquilibre structurel offre-demande particulièrement aigu en l'absence de gains de productivité significatifs.

Le seuil estimé de 6,77 enfants par femme est pratiquement significatif. Le taux de fécondité du Niger a dépassé ce niveau pendant la quasi-totalité de la période d'échantillonnage, avec une moyenne de 7,57 sur 1980–2022, le seuil n'ayant été franchi à la baisse qu'en fin d'échantillon ; l'estimation de 2024, à 6,41, confirme la poursuite de ce mouvement. Ce résultat est globalement cohérent avec Bongaarts (2009) et Galor (2012), et étend les travaux de Tan Jin Jie et al. (2023) pour la Malaisie et Szabo (2016) en fournissant une estimation du seuil spécifique au pays, directement utilisable pour la conception des politiques nationales.

4.2. Déterminants à court terme versus long terme

La divergence entre les résultats à court terme et à long terme pour le PIB par habitant et les précipitations mérite attention. Ces deux variables sont positives et significatives à court terme mais perdent leur significativité à long terme. Pour le PIB par habitant, ce schéma est cohérent avec l'observation de Timmer (2014) selon laquelle les gains de revenu à court terme améliorent l'accès alimentaire via le pouvoir d'achat et l'investissement agricole, mais que la sécurité alimentaire à long terme est davantage déterminée par des facteurs structurels disponibilité des terres, dotations en cheptel, trajectoires démographiques relativement insensibles aux fluctuations du revenu au niveau de développement observé au Niger. Ivanic et Martin (2018) ont également montré que les bénéfices de la croissance économique pour la sécurité alimentaire à long terme dépendent de façon critique de politiques complémentaires sur l'accès aux marchés et la productivité agricole. L'insignifiance des précipitations à long terme, malgré leur fort effet à court terme, suggère une adaptation partielle des pratiques agricoles aux conditions climatiques moyennes de long terme, cohérente avec les conclusions de Mendelsohn et Dinar (1999). Les effets positifs et significatifs à long terme du cheptel (élasticité 0,417) et

des terres agricoles (élasticité 0,830) soulignent l'importance structurelle du secteur agropastoral et de l'extension des surfaces cultivées pour la sécurité alimentaire nigérienne.

4.3. Limites de l'étude

Cinq limites doivent être reconnues, qui délimitent la portée des résultats et tracent l'agenda des prolongements souhaitables.

Portée de l'indicateur de sécurité alimentaire. L'indice de production alimentaire ne capture que la dimension de disponibilité, laissant de côté l'accès, l'utilisation et la stabilité retenues par la définition de la FAO. Un ménage peut vivre dans un pays où la production progresse tout en restant en insécurité alimentaire si les prix, les infrastructures de marché ou la qualité nutritionnelle font défaut. Les résultats doivent donc se lire comme portant sur la capacité productive agrégée du pays, non sur le bien-être alimentaire des ménages. Des données d'enquête auprès des ménages seraient nécessaires pour couvrir les trois autres dimensions.

Taille de l'échantillon. Les 43 observations annuelles disponibles sur 1980–2022 constituent un échantillon restreint au regard des standards de l'économétrie des séries temporelles. Ce choix est contraint par la disponibilité des données : les séries WDI relatives aux précipitations et au cheptel ne remontent pas au-delà de 1980 pour le Niger. L'approche ARDL a précisément été retenue pour ses bonnes propriétés en petit échantillon (Pesaran et al., 2001), mais la puissance des tests reste limitée et les intervalles de confiance autour du seuil estimé sont, mécaniquement, larges. Le recours à des données trimestrielles interpolées ou à un panel de pays sahéliens permettrait d'accroître le nombre de degrés de liberté.

Endogénéité et causalité inverse. La spécification traite le taux de fécondité comme exogène, hypothèse discutable. L'insécurité alimentaire peut elle-même peser sur la fécondité par plusieurs canaux : la sous-nutrition chronique altère la fécondabilité, et la mortalité infantile élevée qu'elle entretient nourrit en retour une fécondité de remplacement. Une éventuelle simultanéité biaiserait les coefficients estimés, y compris la position du seuil. Deux éléments atténuent toutefois cette préoccupation. D'une part, le taux de fécondité total est une variable lente, largement déterminée par des facteurs structurels : scolarisation des femmes, accès à la contraception, normes sociales qui réagissent peu aux variations annuelles de la production agricole. D'autre part, le terme de correction d'erreur fortement significatif signale une dynamique d'ajustement stable, peu compatible avec une simultanéité dominante. Un traitement rigoureux supposerait néanmoins un recours à des variables instrumentales ou à une estimation par système.

Ruptures structurelles. Le cadre ARDL suppose la stabilité des paramètres sur l'ensemble de la période. Les tests CUSUM et CUSUM des carrés ne signalent aucune instabilité aux seuils conventionnels, mais leur puissance est faible face à des ruptures ponctuelles. Or la période étudiée couvre plusieurs chocs susceptibles d'avoir déplacé la relation estimée : la dévaluation du franc CFA en 1994, les sécheresses majeures de 1984 et 2005, et les ruptures politiques de 2010 puis 2023. Un test de rupture endogène à dates inconnues de type Bai-Perron, ou une spécification ARDL avec variables muettes de période, constituerait un prolongement naturel de ce travail.

Validité externe. Enfin, la conception en séries temporelles sur un pays unique borne la validité externe : le seuil de 6,77 enfants par femme reflète la structure agraire, le régime pluviométrique et le niveau de développement propres au Niger, et ne doit pas être transposé mécaniquement aux autres pays sahéliens.

4.4. Robustesse du seuil estimé

La position du seuil dépend de l'échantillon et de la spécification retenus. Trois vérifications sont indiquées avant d'en tirer des implications politiques fermes : une réestimation sur sous-périodes glissantes pour apprécier la stabilité de TFR^* dans le temps ; le calcul d'un intervalle de confiance autour du seuil par la méthode delta ou par bootstrap, la formule $TFR^* = -\beta_1/(2\beta_2)$ étant un rapport d'estimateurs dont la variance n'est pas directement lisible dans le tableau d'estimation ; et un test de la forme fonctionnelle contre des alternatives non paramétriques, afin de vérifier que la concavité n'est pas un artefact de la spécification quadratique imposée. Tant que ces vérifications ne sont pas conduites, le seuil de 6,77 doit être lu comme une estimation ponctuelle indicative plutôt que comme une cible opérationnelle.

Conclusion et implications politiques

Cette étude a examiné la relation entre la croissance démographique et la sécurité alimentaire au Niger sur la période 1980–2022, en utilisant une approche ARDL avec test aux bornes et une spécification quadratique du taux de fécondité. Trois résultats principaux en ressortent.

Premièrement, le taux de fécondité total exerce un effet non linéaire en U inversé sur l'indice de production alimentaire au Niger à long terme. En deçà d'un seuil d'environ 6,77 enfants par femme, la fécondité est associée à une augmentation de la production alimentaire, conformément aux mécanismes d'offre de travail et d'intensification agricole décrits par Boserup (1965) et Simon (1981). Au-delà de ce seuil, l'effet devient significativement négatif, conformément aux mécanismes de pression sur les ressources de la tradition malthusienne. Ce résultat fournit la première preuve économétrique formelle d'un seuil démographique dans la

littérature sur la sécurité alimentaire pour le Niger, et démontre que la spécification linéaire standard représente mal la véritable relation dans les contextes à forte fécondité.

Deuxièmement, la production alimentaire à court terme est principalement portée par le revenu et les conditions climatiques, tandis que la production à long terme dépend de déterminants structurels : le cheptel et les terres agricoles sont les moteurs dominants à long terme, avec des élasticités de 0,417 et 0,830 respectivement.

Troisièmement, le taux de fécondité du Niger est resté supérieur au seuil estimé durant l'essentiel de la période étudiée : le pays a donc évolué dans un régime démographique où toute hausse supplémentaire de la fécondité était sans ambiguïté préjudiciable à la production alimentaire. La baisse engagée en fin de période, que confirme l'estimation de 6,41 enfants par femme en 2024, amorce la sortie de ce régime.

Au regard de la littérature existante, ce travail apporte trois contributions. Sur le plan méthodologique, il montre que la spécification linéaire adoptée par la majorité des études sur le lien démographie–sécurité alimentaire est mal spécifiée dans les contextes à forte fécondité : imposer la monotonie revient à moyenniser deux régimes de signe opposé. Sur le plan empirique, il fournit la première estimation économétrique d'un seuil de fécondité pour le Niger, et documente le rôle structurant du cheptel et des terres agricoles, deux déterminants souvent relégués derrière le revenu et le climat. Sur le plan opérationnel, il traduit un résultat théorique l'existence d'un point de retournement en une grandeur chiffrée que les acteurs des politiques démographiques peuvent situer par rapport à la trajectoire observée du pays.

Ces apports doivent être appréciés au regard des limites exposées en section 4.3. L'indice de production alimentaire ne renseigne que la disponibilité, à l'exclusion de l'accès, de l'utilisation et de la stabilité ; l'échantillon de 43 observations restreint la puissance des tests ; l'exogénéité de la fécondité est supposée plutôt qu'établie ; et la stabilité des paramètres, si elle n'est pas rejetée, n'a pas été testée contre des ruptures à dates inconnues. Le seuil de 6,77 enfants par femme doit en conséquence être reçu comme une estimation ponctuelle indicative, dont la précision reste à établir.

Ces résultats ont des implications politiques concrètes. La plus directe concerne la planification familiale. Réduire le taux de fécondité en dessous du seuil estimé de 6,77 et à terme vers des niveaux compatibles avec une transition démographique accélérée ferait passer le Niger du régime de pression sur les ressources à la zone de dividende démographique, où la croissance démographique soutient plutôt qu'elle ne compromet la production alimentaire. Pour y parvenir, il faut des investissements soutenus dans l'éducation des femmes l'un des

déterminants les plus robustes du déclin de la fécondité en Afrique subsaharienne ainsi qu'un accès élargi aux services de santé reproductive en milieu rural. Au-delà de la politique démographique, les résultats indiquent deux priorités d'investissement structurel : protéger et développer le secteur agropastoral du Niger par des services vétérinaires, l'accès à l'eau pour le bétail et la réhabilitation des pâturages dont la forte élasticité à long terme (0,417) témoigne de l'importance structurelle ; et mettre en œuvre une gestion durable des terres et une réforme foncière pour prévenir la fragmentation continue des terres arables sous l'effet de la pression démographique.

Quatre prolongements se dégagent. Le premier consiste à étendre l'analyse à un panel de pays sahéliens, afin de déterminer si le seuil relève d'une régularité régionale ou d'une singularité nigérienne. Le deuxième suppose de mobiliser des données de panel de ménages pour couvrir les dimensions d'accès et d'utilisation de la sécurité alimentaire, hors de portée des données agrégées. Le troisième vise à traiter l'endogénéité de la fécondité par variables instrumentales ou estimation par système. Le quatrième, enfin, consiste à soumettre la relation à des tests de rupture structurelle à dates endogènes, de manière à vérifier que la forme concave n'est pas l'artefact d'un changement de régime non modélisé.

Le Niger est à un carrefour démographique. Les résultats de cette étude suggèrent que la trajectoire de fécondité actuelle du pays n'est pas seulement un défi social : c'est une contrainte directe sur la production agricole et la disponibilité alimentaire. Réduire l'écart entre le taux de fécondité actuel du Niger et le seuil au-delà duquel la pression démographique devient structurellement nuisible à la sécurité alimentaire n'est pas une condition préalable au développement : c'est le développement lui-même.

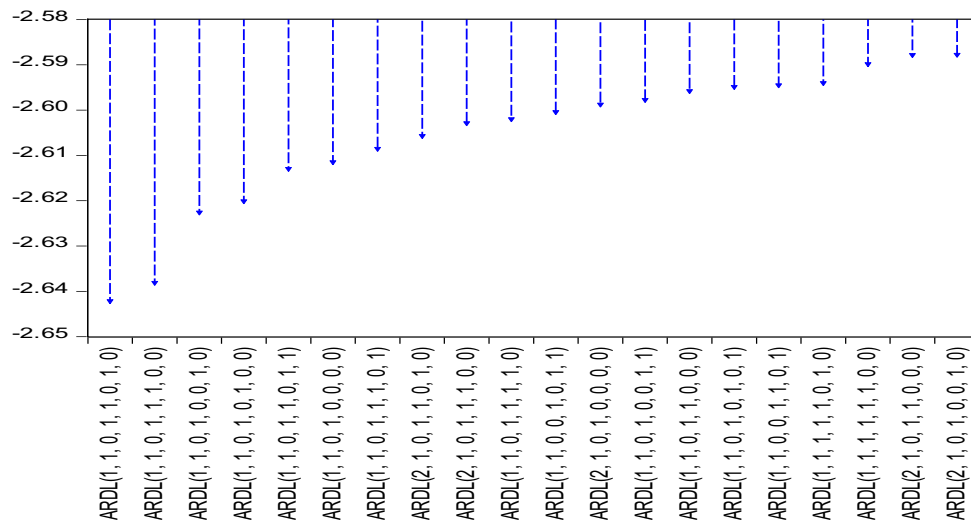
ANNEXES

Annexe N°1 : Matrice de corrélation entre les variables

	LNSEC_ALIM	Tx_fec	Tx_fec ²	CHEPTEL	LNPIB_HBTS	PRECIP	TEMP	TER_AGRI
LNSEC_ALIM	1	-0,935	-0,941	0,88	0,762	0,634	0,544	0,958
Tx_fec	-0,935	1	1	-0,818	-0,769	-0,584	-0,385	-0,861
Tx_fec ²	-0,941	1	1	-0,822	-0,773	-0,587	-0,396	-0,87
CHEPTEL	0,88	-0,818	-0,822	1	0,627	0,568	0,448	0,795
LNPIB_HBTS	0,762	-0,769	-0,773	0,627	1	0,431	0,378	0,687
PRECIP	0,634	-0,584	-0,587	0,568	0,431	1	0,119	0,572
TEMP	0,544	-0,385	-0,396	0,448	0,378	0,119	1	0,628
TER_AGRI	0,958	-0,861	-0,87	0,795	0,687	0,572	0,628	1

Source : Auteur, à partir des données de la Banque mondiale et du logiciel EViews

Akaike Information Criteria (top 20 models)



BIBLIOGRAPHIE

- Aderemi, T.A. et al. (2024). Globalisation et sécurité alimentaire en Afrique subsaharienne. *Frontiers in Sustainable Food Systems*, 8. <https://doi.org/10.3389/fsufs.2024.1325172>
- Ahungwa, G.T. et al. (2019). Impact de la croissance démographique sur l'indice de sécurité alimentaire : données du Nigéria. *International Journal of Agricultural Economics*, 4(2), 45–52.
- Benchehida, S. (2024). Déterminants de l'indice de production alimentaire durable en Algérie : une approche ARDL, 1990–2021. *Journal of the New Economy*, 15(1), 72–89.
- Bongaarts, J. (2009). Croissance démographique humaine et transition démographique. *Philosophical Transactions of the Royal Society B*, 364(1532), 2985–2990.
- Boserup, E. (1965). *Les conditions du progrès agricole : économie du changement agraire sous pression démographique*. Londres : Allen and Unwin.
- Coale, A.J. et Hoover, E.M. (1958). *Croissance démographique et développement économique dans les pays à faibles revenus*. Princeton University Press.
- Dekkiche, D., Mohamed, S. et Fairouz, C. (2025). Déterminants de la sécurité alimentaire dans les pays en développement : un modèle Panel-ARDL. *South Florida Journal of Development*, 6(6), e5501.
- Ehrlich, P.R. (1968). *La bombe démographique*. Ballantine Books.
- FAO (2024). *L'état de la sécurité alimentaire et de la nutrition dans le monde 2024*. Rome : FAO.

- Food Security Cluster (2024). *Niger : analyse du Cadre Harmonisé de décembre 2024*. Disponible sur : <https://fscluster.org/niger>
- Galor, O. (2012). La transition démographique : causes et conséquences. *Cliometrica*, 6(1), 1–28.
- Gambo, A.U. et Idris, A. (2014). Croissance démographique et sécurité alimentaire au Nigéria : une approche ARDL. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 5(12), 88–96.
- Hardin, G. (1968). La tragédie des biens communs. *Science*, 162(3859), 1243–1248.
- Hayami, Y. et Ruttan, V.W. (1971). *Développement agricole : une perspective internationale*. Johns Hopkins University Press.
- Islam, M. et al. (2023). Croissance démographique et productivité agricole au Pakistan : une approche ARDL non linéaire. *Food Policy*, 115, 102–115.
- Ivanic, M. et Martin, W. (2018). Croissance de la productivité sectorielle et réduction de la pauvreté. *World Development*, 109, 429–439.
- Josephson, A.L. et al. (2014). Densité de population rurale et productivité agricole en Éthiopie. *World Development*, 63, 14–24.
- Malthus, T.R. (1798). *Essai sur le principe de population*. Londres : J. Johnson.
- Meadows, D. et al. (1972). *Les limites à la croissance*. New York : Universe Books.
- Mendelsohn, R. et Dinar, A. (1999). Changement climatique, agriculture et pays en développement. *World Bank Research Observer*, 14(2), 277–293.
- Miladinov, G. (2023). Croissance démographique et sécurité alimentaire dans les pays en développement. *Food Security*, 15(3), 603–618.
- Muuz Hadush et al. (2019). Densité de population et production agricole en Éthiopie rurale. *Agricultural Economics*, 50(4), 421–435.
- Oguniyi, L. et al. (2018). Croissance démographique et approvisionnement énergétique alimentaire en Afrique subsaharienne. *International Journal of Food and Agricultural Economics*, 6(3), 59–76.
- Okolo, A.C. et Obidigbo, I.O. (2015). Disponibilité et accessibilité des aliments au Nigéria. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 6(8), 142–151.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. et Smith, R.J. (2001). Approches de test aux bornes pour l'analyse des relations de niveaux. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.
- Phillips, P.C.B. et Perron, P. (1988). Test de racine unitaire dans les régressions de séries temporelles. *Biometrika*, 75(2), 335–346.
- Ricardo, D. (1817). *Des principes de l'économie politique et de l'impôt*. Londres : John Murray.

- Rosegrant, M.W. et Cline, S.A. (2003). Sécurité alimentaire mondiale : défis et politiques. *Science*, 302(5652), 1917–1919.
- Simon, J. (1981). *La ressource ultime*. Princeton University Press.
- Szabo, S. (2016). Urbanisation et risques d'insécurité alimentaire. *Oxford Development Studies*, 44(1), 28–48.
- Tan Jin Jie et al. (2023). Taux de fécondité et sécurité alimentaire en Malaisie : une approche ARDL. *Sustainability*, 15(4), 3412.
- Thomson, A.M. et al. (2012). Impacts du changement climatique sur l'agriculture et la sécurité alimentaire en RDC. *Environmental Research Letters*, 7(3), 034011.
- Timmer, C.P. (2014). *Sécurité alimentaire et rareté : pourquoi mettre fin à la faim est si difficile*. University of Pennsylvania Press.
- Division de la population des Nations Unies (2024). *Perspectives de la population mondiale, révision 2024*. Nations Unies, New York.
- Banque mondiale (2023). *Indicateurs du développement dans le monde*. Disponible sur : <https://data.worldbank.org>