

Les déterminants de la sécurité alimentaire au Maroc : une analyse dynamique multidimensionnelle (2000-2023)

Drivers of food security in Morocco: A dynamic analysis of multidimensional determinants.

Auteur 1 : BERRAK Nada.

Auteur 2 : EL KHIDER Abdelkader.

Auteur 3 : SAOU Mohamed.

Auteur 4 : NAMRI Taha.

BERRAK Nada

Doctorante, Université Cadi Ayyad, Faculté d'Economie et de gestion - Marrakech Laboratoire de Recherche en Energie-Finance-Économie internationale, Comportementale, de l'Environnement et Entrepreneuriat « LA REFERENCE » Marrakech, Maroc.

EL KHIDER Abdelkader

Professeur d'enseignement supérieur, Université Cadi Ayyad, Faculté d'Economie et de gestion - Marrakech Laboratoire de Recherche en Energie-Finance-Économie internationale, Comportementale, de l'Environnement et Entrepreneuriat « LA REFERENCE » Marrakech, Maroc.

SAOU Mohamed

Doctorant, Université Mohammed V de Rabat, Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales – Agdal, Laboratoire d'Économie Appliquée (LEA), Rabat, Maroc.

NAMRI Taha

Doctorant, Université Mohammed V de Rabat, Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales – Agdal, Laboratoire d'Économie Appliquée (LEA), Rabat, Maroc.

Déclaration de divulgation : Les auteurs ont bénéficié du soutien financier du CNRST dans le cadre du programme de bourse des doctorants moniteurs – PASS.

Conflit d'intérêts : Les auteurs ne signalent aucun conflit d'intérêts.

Pour citer cet article : BERRAK .N, EL KHIDER .A, SAOU .M & NAMRI .T (2026) « Les déterminants de la sécurité alimentaire au Maroc : une analyse dynamique multidimensionnelle (2000-2023) », African Scientific Journal « Volume 03, Num 38 » pp: 001 – 030.



DOI : 10.5281/zenodo.23363200
Copyright © 2026 – ASJ



Résumé

Dans les économies en développement, la sécurité alimentaire dépend de moins en moins de la rareté agricole. Elle dépend plus de la stabilité macroéconomique. Le Maroc illustre bien ce paradoxe. Le pays a modernisé son agriculture, développé ses exportations et maintenu une disponibilité alimentaire globale suffisante. Pourtant, sa sécurité alimentaire s'est nettement dégradée après la poussée inflationniste de 2021. Ce papier cherche à savoir si cette dégradation vient d'une contrainte de production ou d'une érosion de l'accès économique à l'alimentation. Nous construisons un Indice Multidimensionnel de Sécurité Alimentaire (MSFSI) à six dimensions, conforme aux cadres de la FAO (1996) et du HLPE (2020) : disponibilité, accessibilité, utilisation, stabilité, agencité et durabilité. Nous estimons ensuite des modèles dynamiques en séries temporelles pour le Maroc sur la période 2000-2023. La méthode retenue est l'approche ARDL et sa forme à correction d'erreur, complétée par des tests de causalité de Toda-Yamamoto. L'étude empirique est organisée en deux blocs : un bloc « accès » (indice des prix alimentaires, chômage, taux de change effectif réel) et un bloc « disponibilité » (indice de production alimentaire, valeur ajoutée agricole, urbanisation). Les résultats vont dans le sens d'une lecture de la sécurité alimentaire par les droits d'accès. L'inflation alimentaire exerce un effet négatif immédiat et significatif sur l'indice. Sur le plan des politiques publiques, le message principal est que dans une économie à revenu intermédiaire ouverte sur le commerce mondial, la sécurité alimentaire ne se joue pas seulement dans les champs. Elle se joue aussi dans la stabilité des prix, dans la résilience du marché du travail et dans la qualité des dispositifs de protection sociale.

Mots clés : Sécurité alimentaire. Inflation alimentaire. Droits d'accès. Modèle ARDL. Maroc.

Abstract

In developing economies, food security depends less and less on agricultural scarcity, and more and more on macroeconomic stability. Morocco illustrates this paradox. The country has modernized its agriculture, expanded its exports and maintained adequate aggregate food availability. Yet its food security deteriorated markedly after the inflationary surge of 2021. This article asks whether this deterioration comes from a production constraint or from an erosion of economic access to food. We build a six-dimensional Multidimensional Sustainable Food Security Index (MSFSI), consistent with the FAO (1996) and HLPE (2020) frameworks: availability, accessibility, utilization, stability, agency and sustainability. We then estimate dynamic time-series models for Morocco over 2000-2023, using an ARDL approach completed by Toda-Yamamoto causality tests. The empirical analysis is organized in two blocks: an entitlement block (food price index, unemployment, real effective exchange rate) and an availability block (food production index, agricultural value added, and urbanization). The results support an entitlement-based reading of food insecurity. Food price inflation has an immediate and significant negative effect on the index. Food prices and unemployment also have significant negative level effects. By contrast, food production, agricultural value added and urbanization have no significant effect. In the availability block, the error correction term is positive, which rules out a long-run equilibrium. Morocco therefore produces enough food, but a growing share of its population struggles to afford it. For policy, the main message is that in a trade-integrated middle-income economy, food security is not decided in the fields alone. It is also decided by price stability, by the resilience of the labor market and by the quality of social protection schemes.

Keywords: Food security. Food price inflation. Entitlement. ARDL model. Morocco.

Introduction

Le Maroc présente un paradoxe en matière de sécurité alimentaire. Depuis vingt ans, le pays a beaucoup investi dans son agriculture. L'irrigation s'est étendue, les filières d'exportation se sont structurées et le Plan Maroc Vert a réorganisé le secteur. Ces politiques ont renforcé la capacité productive. Elles ont fait du Maroc un exportateur important de fruits et de légumes vers l'Europe. Dans le même temps, le pays s'est ouvert au commerce alimentaire mondial et importe une part importante de ses céréales. Au niveau national, la disponibilité alimentaire est restée suffisante. Pourtant, la sécurité alimentaire est devenue plus fragile. Elle réagit fortement aux chocs macroéconomiques. La dégradation observée après la poussée inflationniste de 2021 le montre bien. La performance productive et la disponibilité globale ne suffisent donc pas à garantir la sécurité alimentaire des ménages.

Cette situation pose une question simple. L'insécurité alimentaire au Maroc vient-elle d'une contrainte de production, ou vient-elle surtout d'une dégradation de l'accès économique à l'alimentation ? Cette question renvoie à un débat ancien en économie du développement. Les approches par la disponibilité, d'inspiration classique et néomalthusienne, expliquent l'insécurité alimentaire par une production insuffisante face aux besoins de la population. L'approche par les droits d'accès a remis en cause cette lecture. Sen (1981) a montré que la faim pouvait exister alors même que la nourriture est disponible, si les individus n'ont pas les moyens économiques ou le soutien institutionnel nécessaires pour y accéder. Dans cette perspective, le revenu, l'emploi et la stabilité des prix jouent un rôle décisif.

Cette dimension d'accès compte particulièrement dans les économies à revenu intermédiaire ouvertes sur les marchés mondiaux. L'inflation y réduit vite le revenu réel des ménages. Ce mécanisme a repris de l'importance après la crise des matières premières de 2021-2022, qui a suivi la pandémie de COVID-19 et a été amplifiée par le conflit russo-ukrainien (FAO, 2023; Mottaleb et al., 2022). Au Maroc, l'alimentation pèse lourd dans le budget des ménages, et les tensions inflationnistes peuvent donc produire des effets importants sans aucune pénurie de production.

La littérature laisse toutefois des manques. Sen (1981) et Drèze et Sen (1989) ont établi que l'insécurité alimentaire traduit un échec des droits d'accès plutôt qu'une rareté globale, sans modéliser empiriquement la transmission des variables macroéconomiques. Les travaux empiriques d'Awoyemi et al. (2023) et de Dzanku et al. (2024) insistent sur les effets de revenu au niveau des ménages ; ceux d'Ahmed et al. (2024) et de Yovo et Gnedeka (2023) mettent en avant

l'inflation et la fragilité du marché du travail. Ces analyses restent le plus souvent transversales ou centrées sur un seul indicateur.

Le cas marocain présente en outre une configuration peu étudiée. Le pays combine une agriculture modernisée et tournée vers l'exportation, une dépendance céréalière aux marchés mondiaux, et une exposition croissante au risque climatique (Saou et al. 2025). Ces trois caractéristiques coexistent rarement dans les travaux empiriques disponibles, qui portent le plus souvent sur des économies à faible revenu ou sur des panels larges gommant les spécificités nationales. Ce travail d'un pays unique, sur une période couvrant à la fois la modernisation agricole et le choc inflationniste récent, permet d'observer les mécanismes de transmission dans leur séquence temporelle, ce qu'une analyse en coupe transversale ne permet pas

L'objectif de ce papier est d'identifier les déterminants macroéconomiques de la sécurité alimentaire au Maroc sur la période 2000-2023, et de déterminer lequel des deux mécanismes, la disponibilité ou l'accès économique, explique le mieux sa dégradation récente. Pour cela, nous construisons un indice multidimensionnel à six dimensions (MSFSI), que nous mettons en relation avec deux blocs de variables concurrents à l'aide d'un modèle ARDL et de sa forme à correction d'erreur.

Ce papier s'articule autour des points suivants. Nous commençons d'abord par une revue de littérature théorique et empirique portant sur les liens entre disponibilité alimentaire, accès économique et sécurité alimentaire. Dans un deuxième point, nous présenterons un diagnostic et un état des lieux de la sécurité alimentaire au Maroc sur la période 2000-2023. Puis, dans un troisième point, nous exposerons les données, la stratégie empirique et les résultats de l'estimation du modèle ARDL. Enfin, le dernier point sera consacré à la discussion économique, en se focalisant sur les résultats de notre étude empirique, ceci afin de formuler les implications en termes de politiques économiques de ce travail.

1. Une revue de littérature

1.1. La sécurité alimentaire : un concept multidimensionnel

Les premières définitions de la sécurité alimentaire portaient surtout sur l'offre globale et sur la capacité du système international à assurer un approvisionnement stable. C'était le sens de la définition adoptée lors de la Conférence mondiale de l'alimentation de 1974 (FAO, 1974). Le concept s'est ensuite élargi. La définition de la FAO insiste sur le fait que la sécurité alimentaire existe lorsque toutes les personnes ont, à tout moment, un accès physique et économique à une alimentation suffisante, saine et nutritive (FAO, 1996). Cette lecture multidimensionnelle a été

renforcée par les cadres qui intègrent les piliers de disponibilité, d'accès, d'utilisation et de stabilité (FAO, 2008, 2014). Des approches plus récentes ajoutent l'agencité et la durabilité. Elles mettent en avant la gouvernance, la résilience et la capacité des personnes à participer aux choix du système alimentaire (Berry et al., 2015; Clapp et al., 2022; Garnett, 2014; HLPE, 2020; Lang & Barling, 2012). Cette évolution rejoint une littérature plus large selon laquelle l'insécurité alimentaire ne peut pas se déduire des seuls indicateurs d'offre (Barrett, 2010; Maxwell & Smith, 1992; Misselhorn et al., 2012; Mutale et al., 2025).

1.2. L'explication par la disponibilité

Un courant important de l'économie du développement lit l'insécurité alimentaire à travers la disponibilité. Les perspectives classiques et néomalthusiennes relient la faim au déséquilibre entre la croissance de la population et la capacité de production agricole (Malthus, 1798). Cette logique fonde la tradition du *Food Availability Decline (FAD)*, qui traite la famine et l'insécurité comme des conséquences d'un déficit d'offre (Devereux, 1993). Les versions contemporaines de cette approche insistent sur la croissance de la productivité, le progrès technique, l'irrigation et l'autosuffisance, en particulier sous contrainte climatique (Pretty et al., 2018). Dans cette optique, la modernisation agricole constitue le socle de la sécurité alimentaire nationale.

1.3. L'approche par les droits d'accès

Une tradition concurrente déplace l'attention de la disponibilité globale vers l'accès économique et institutionnel. L'approche des droits d'accès de Sen, (1981) soutient que la famine peut se produire même quand la nourriture est disponible, si les ménages n'ont pas le revenu, l'emploi, les actifs ou le soutien public nécessaires pour l'obtenir. Cette lecture, dite du *Food Entitlement Decline*, a été prolongée par des travaux insistant sur la distribution, le marché du travail et l'action publique (Devereux, 1993; Drèze & Sen, 1989). Dans cette perspective, les conditions macroéconomiques peuvent produire de l'insécurité alimentaire sans aucune défaillance de la production intérieure.

1.4. Inflation et vulnérabilité par les prix

Une littérature croissante insiste sur l'instabilité des prix comme mécanisme central de vulnérabilité. Cela vaut surtout là où les ménages dépendent des achats sur le marché et où l'alimentation pèse lourd dans le budget. L'inflation érode le pouvoir d'achat réel et réduit l'accès à une alimentation correcte, même lorsque l'offre nationale reste suffisante. Les travaux qui intègrent l'inflation et les tensions macroéconomiques y voient des canaux de vulnérabilité, surtout lorsqu'ils se combinent à un marché du travail fragile (Ahmed et al., 2024; Asim & Rehman, 2024; Mayamiko Dunga, 2020; Yovo & Gnedeka, 2023). Le choc mondial des prix après 2021 a renforcé

ce mécanisme dans les économies dépendantes des importations (FAO, 2025; Headey et al., 2024). Les chocs climatiques constituent une source supplémentaire de tensions sur les prix. Sur un panel de 34 pays africains (2001-2022), Saou et al., (2025) montrent que la hausse des températures accroît significativement l'inflation alimentaire, tandis que les importations alimentaires en atténuent l'effet. Ce raisonnement rejoint la théorie des droits d'accès : la contrainte ne tient pas à la présence de nourriture, mais à la capacité de la procurer.

2. État des lieux de la sécurité alimentaire au Maroc

2.1. Une agriculture modernisée

Le Maroc a engagé en 2008 une transformation profonde de son secteur agricole avec le Plan Maroc Vert, prolongé depuis 2020 par la stratégie Génération Green. Ces programmes ont mobilisé des investissements importants autour de trois axes : l'extension de l'irrigation localisée, la structuration de filières à haute valeur ajoutée et l'organisation des producteurs par agrégation. Les résultats en termes de production sont visibles. L'indice de production alimentaire est passé de 52,5 en 2000 à 106,7 en 2022, base 2014-2016.

Cette stratégie a toutefois fait l'objet de critiques précoces. Akesbi (2012) souligne son orientation productiviste, son biais en faveur des grandes exploitations et le caractère secondaire qu'y occupe la sécurité alimentaire, reléguée derrière les objectifs d'exportation et de valeur ajoutée. La question posée par cet article prolonge donc un débat déjà ancien : une capacité productive accrue suffit-elle à sécuriser l'alimentation des ménages ?

2.2. Une dépendance structurelle aux marchés extérieurs

La modernisation agricole s'est accompagnée d'une insertion croissante dans le commerce alimentaire mondial. Le pays exporte des fruits et légumes vers l'Europe et importe une part importante de ses besoins céréaliers, en particulier en blé tendre. Cette configuration crée une double exposition. Les recettes d'exportation dépendent de la demande européenne, tandis que le coût de l'approvisionnement de base dépend des cours mondiaux et du taux de change.

La gouvernance de cette exposition reste fragmentée. Toumi & El Amrani (2020) montrent que la sécurité alimentaire au Maroc relève d'une pluralité d'acteurs institutionnels dont les stratégies demeurent sectorielles, sans structure nationale de coordination. Ils plaident pour un dispositif interministériel de pilotage, doté d'antennes régionales. Cette absence de coordination est importante pour notre analyse : elle signifie qu'aucune institution ne suit simultanément les canaux de la production, des prix et de l'emploi, alors que ce sont précisément ces canaux dont ce papier cherche à évaluer le poids respectif.

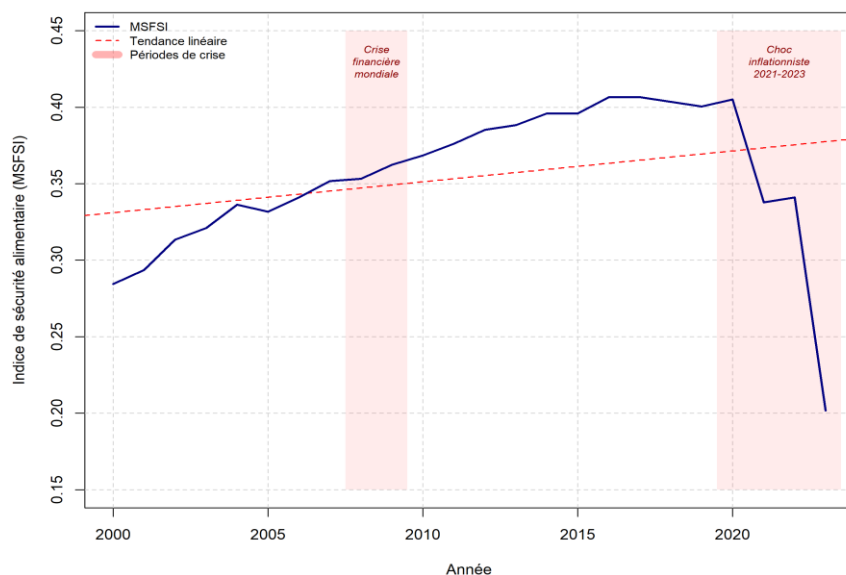
2.3. Le choc de 2021-2023

Les trois dernières années de la période étudiée concentrent les tensions. La sécheresse de la campagne 2021-2022 a fait reculer la valeur ajoutée agricole de 15,2 %, et l'ensemble du secteur primaire de 15,6 %, amputant la croissance du PIB de 1,9 point (HCP, 2023). L'inflation a atteint 6,7 % en 2022, un niveau sans précédent depuis trois décennies, tirée principalement par les produits alimentaires (HCP, 2023). L'indice de production alimentaire est retombé à 96,6 en 2023, soit une baisse de près de dix points en un an.

Les deux mécanismes ont donc joué simultanément : contrainte sur l'offre intérieure d'une part, érosion du pouvoir d'achat d'autre part. C'est précisément cette simultanéité qui rend nécessaire un cadre empirique capable de les distinguer, plutôt qu'une lecture descriptive qui les confondrait.

L'évolution de l'indice multidimensionnel construit dans ce papier résume cette séquence. La figure N°1 présente la trajectoire du MSFSI sur 2000-2023. L'indice progresse de façon continue, de 0,28 en 2000 à un maximum de 0,41 autour de 2016-2019. Il chute ensuite nettement, jusqu'à 0,20 en 2023. Cette rupture coïncide avec le choc de la COVID-19 et la crise des prix de 2021-2022. Le profil évoque une rupture structurelle plutôt qu'un écart passager.

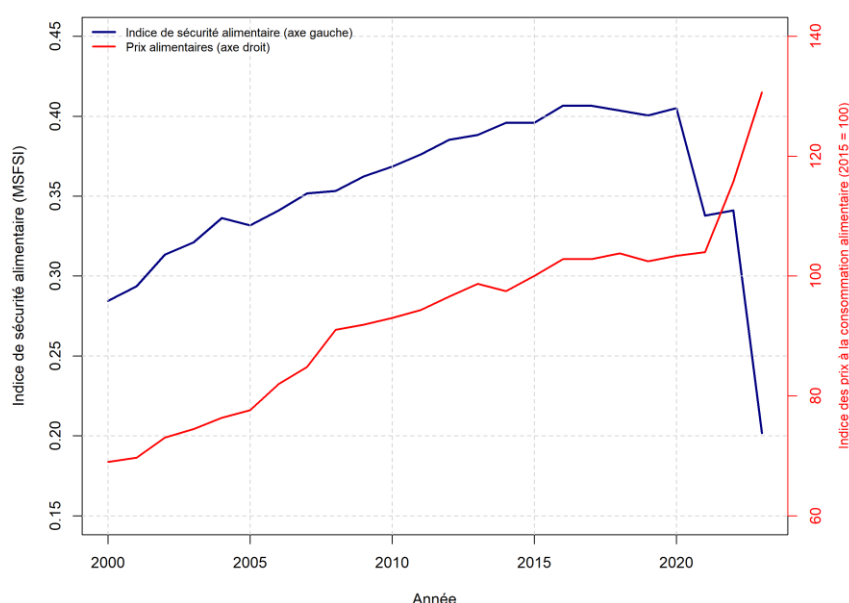
Figure N°1 : Évolution de l'indice multidimensionnel de sécurité alimentaire (2000-2023)



Source : Calculs des auteurs à partir des indicateurs de sécurité alimentaire de la FAO (FAO, 2024) et des World Development Indicators (Banque mondiale, 2024). Les zones grisées indiquent la crise financière mondiale (2008-2009) et le choc inflationniste post-COVID (2021-2023).

La figure N°2 met en regard le MSFSI et l'indice des prix alimentaires. La relation inverse est visible. Les prix alimentaires passent de 69 en 2000 à 131 en 2023, tandis que l'indice de sécurité alimentaire décroche fortement après 2021, au moment où l'inflation alimentaire accélère. Cette lecture graphique apporte un premier appui à notre deuxième hypothèse de recherche.

Figure N°2 : Indice de sécurité alimentaire et indice des prix à la consommation alimentaire



Source : Calculs des auteurs. Indice de sécurité alimentaire construit à partir de FAOSTAT et des WDI. Indice des prix alimentaires (base 2015 = 100) issu des indices de prix de la FAO (FAO, 2024). Axe de gauche : MSFSI. Axe de droite : CPI_AL.

3. Données et stratégie empirique

Ce travail s'inscrit dans une posture positiviste et suit un raisonnement hypothético-déductif. Les deux hypothèses testées ne sont pas tirées des données : elles découlent de deux traditions théoriques concurrentes, l'approche par la disponibilité et l'approche par les droits d'accès de Sen (1981), puis sont confrontées à des données quantitatives. L'approche ARDL est retenue pour trois raisons : elle accepte des variables d'ordres d'intégration différents, elle reste utilisable sur un échantillon court, et sa forme à correction d'erreur sépare les effets de court terme de la relation de long terme. Les tests de Toda-Yamamoto complètent ce cadre, car ils permettent d'étudier le sens des relations sans dépendre des résultats des tests de racine unitaire et de cointégration.

3.1. Hypothèses de travail

L'étude empirique évalue deux hypothèses concurrentes.

H1 hypothèse de disponibilité : la dégradation de la sécurité alimentaire au Maroc traduit des contraintes de production et une instabilité de l'offre.

H2 hypothèse des droits d'accès : cette dégradation traduit surtout une érosion du pouvoir d'achat, par l'inflation alimentaire et par la fragilité du marché du travail.

3.2. Données et sources

Ce travail utilise des données annuelles pour le Maroc sur la période 2000-2023 ($T = 24$). Cette période couvre les principales transitions structurelles liées à la sécurité alimentaire : la modernisation agricole sous le Plan Maroc Vert, l'ouverture commerciale progressive et la poussée inflationniste qui a suivi le choc de la COVID-19 et la crise des matières premières de 2021-2022. Les données proviennent de sources internationales harmonisées. Les indicateurs de sécurité alimentaire et agricoles viennent de FAOSTAT. Les variables macroéconomiques et sociales viennent des World Development Indicators (WDI). Les indicateurs institutionnels viennent des World Governance Indicators (WGI). L'indice des prix à la consommation alimentaire (CPI_AI) provient des indices de prix de la FAO (base 2015 = 100). Les variables à croissance exponentielle sont transformées en logarithme naturel. Compte tenu de la dimension temporelle réduite, une attention particulière est portée à la parcimonie des modèles.

3.3. Variable dépendante : l'indice MSFSI

À la lumière de la revue de littérature consacrée aux mesures de la sécurité alimentaire, le cadre d'évaluation retenu repose sur des indicateurs quantitatifs, harmonisés et comparables entre pays. Ce choix s'inscrit dans le sillage des travaux empiriques récents qui ont construit des indices composites de sécurité alimentaire : Asim & Rehman (2024) sur cinquante pays en développement, Vysochyna et al., (2020) sur les économies post-socialistes, Ibrahim (2024) sur la région MENA et Han & Mutale, (2026), mais s'en démarque sur un point décisif : ces travaux se limitent aux quatre dimensions classiques. Or la revue systématique de Manikas et al (2023) montre que les outils de mesure existants couvrent inégalement le concept, et la littérature conceptuelle (Misselhorn et al (2012) plaide pour un élargissement du cadre aux dimensions d'agencité et de durabilité, indispensables à l'appréhension des systèmes alimentaires contemporains.

La valeur ajoutée de la démarche est dès lors double. D'une part, le MSFSI intègre les six dimensions du cadre élargi (disponibilité, accessibilité, utilisation, stabilité, agencité et durabilité), ce qui en fait l'une des premières applications de ce cadre au Maroc. D'autre part, la sélection des indicateurs procède d'un effort d'harmonisation : pour chaque dimension, les indicateurs mobilisés par les travaux d'inspiration ont été recensés, regroupés et arbitrés, afin d'en proposer une synthèse intégrée garantissant une couverture aussi complète que possible du concept. La disponibilité de séries continues, fiables et comparables sur l'ensemble de la période a constitué le troisième critère

d'arbitrage, conformément aux recommandations méthodologiques en matière d'indices composites (OCDE, 2008).

La construction d'un indice composite multidimensionnel ne peut se réduire à une agrégation mécanique d'indicateurs. Conformément au cadre méthodologique de référence proposé par l'OCDE, (2008) et aux travaux académiques consacrés aux indices composites (Greco et al., 2019), elle s'inscrit dans un processus séquentiel : vérification de la cohérence directionnelle des indicateurs, normalisation, analyse de la structure interne des données par dimension, puis agrégation selon une règle explicite et testée. Concrètement, chaque indicateur est normalisé par score z, les indicateurs de polarité négative étant préalablement inversés. Les indicateurs d'une même dimension sont ensuite moyennés pour former six sous-indices, eux-mêmes agrégés par moyenne arithmétique à pondérations égales. Ce choix se justifie par l'absence de hiérarchie théorique établie entre les six dimensions du cadre élargi : toute pondération différenciée reviendrait à imposer une hiérarchie normative a priori (OCDE, 2008 ; Greco et al., 2019).

Tableau N°1 : Composition de l'indice multidimensionnel de sécurité alimentaire (MSFSI)

Dimension	Indicateur	Source	Unité
Disponibilité	Adéquation de l'apport énergétique alimentaire (moy. 3 ans)	FAOSTAT	%
	Apport énergétique alimentaire (moy. 3 ans)	FAOSTAT	kcal/pers./jour
	Part de l'énergie issue des céréales et tubercules (moy. 3 ans)	FAOSTAT	%
	Apport moyen en protéines (moy. 3 ans)	FAOSTAT	g/pers./jour
	Apport en protéines d'origine animale (moy. 3 ans)	FAOSTAT	g/pers./jour
	Superficie des terres agricoles	WDI	1000 ha
Accessibilité	Prévalence de la sous-alimentation (moy. 3 ans)	FAOSTAT	% population

	PIB par habitant (PPA, \$ int. constants)	WDI	\$ PPA
Utilisation	Accès aux services d'eau potable de base	WDI	% population
	Accès aux services d'assainissement de base	WDI	% population
	Prévalence de l'anémie chez les femmes de 15 à 49 ans	OMS / WDI	% femmes
Stabilité	Terres arables équipées pour l'irrigation (moy. 3 ans)	FAOSTAT	% terres arables
	Valeur des importations alimentaires / exportations totales (moy. 3 ans)	FAOSTAT	%
	Variabilité de l'offre alimentaire par habitant (moy. 3 ans)	FAOSTAT	kcal/pers./jour
	Stabilité politique et absence de violence	WGI	Indice (-2,5 à +2,5)
Agencieté	Inflation des prix à la consommation (IPC général)	WDI	% variation
	Taux d'autosuffisance alimentaire	FAO	Ratio
Durabilité	Émissions agricoles de méthane (équivalent CO2)	WDI	kt CO2 eq
	Utilisation d'engrais	WDI / FAO	kg/ha
	Part des énergies renouvelables dans la consommation totale	WDI	% énergie

Source : Élaboration des auteurs.

Note : Tous les indicateurs sont normalisés par scores z. Les indicateurs de polarité négative (sous-alimentation, anémie, variabilité de l'offre, émissions agricoles, engrais, IPC général) sont

inversés avant agrégation, de sorte qu'une valeur élevée de l'indice traduise toujours une meilleure sécurité alimentaire.

3.4. Choix des variables explicatives

Le choix des variables explicatives a un double ancrage, théorique et empirique. Sur le plan théorique, il traduit l'opposition entre l'approche par la disponibilité et l'approche par les droits d'accès. Sur le plan empirique, il reprend le socle de variables mobilisé par les travaux de référence ayant régressé un indice composite de sécurité alimentaire sur ses déterminants macroéconomiques. Asim et Rehman, (2024) retiennent ainsi les prix alimentaires, le chômage, l'urbanisation, le revenu par tête, les terres arables et la qualité institutionnelle sur cinquante pays en développement. Ibrahim (2024) applique une démarche comparable à la région MENA, et Han & Mutale (2026) aux économies d'Afrique australe. L'analyse est organisée en deux blocs concurrents, de façon à confronter les deux familles de mécanismes plutôt qu'à les mélanger dans une spécification unique.

Le bloc « accès » regroupe trois variables. L'indice des prix à la consommation alimentaire mesure l'érosion du pouvoir d'achat alimentaire. C'est la traduction empirique directe de la thèse de Sen (1981) : le ménage perd son droit d'accès non parce que la nourriture disparaît, mais parce que son revenu réel ne permet plus de l'acquérir. Asim et Rehman, (2024) confirment cet effet négatif des prix alimentaires, de même que Headey et al. (2024) pour les pays importateurs après 2021. Le taux de chômage capte le second canal identifié par Drèze et Sen (1989), celui du marché du travail : la perte d'emploi supprime la contrepartie salariale de l'échange alimentaire : Asim & Rehman, (2024) trouvent un effet négatif dont l'intensité décroît avec le niveau de revenu national, et Yovo et Gnedeka (2023) aboutissent au même constat au Togo par l'approche des dépenses alimentaires. Le taux de change effectif réel complète ce bloc. Dans une économie importatrice nette de céréales, il conditionne le prix intérieur des produits importés et constitue donc un canal indirect de transmission des chocs externes (Khondoker et al., 2022). Cette variable est peu mobilisée dans la littérature sur les indices composites, et son introduction constitue l'un des apports de ce travail.

Le bloc « disponibilité » traduit l'hypothèse FAD (Devereux, 1993). L'indice de production alimentaire mesure la capacité productive intérieure et teste directement cette hypothèse. La valeur ajoutée agricole rapportée au PIB approche le degré de modernisation du secteur, dans la ligne des variables agricoles retenues par Vysochyna et al. (2020) et Han et Mutale (2026). La part de la population urbaine mesure la transformation structurelle et la dépendance croissante aux achats

marchands, canal documenté par Szabo (2016) et retenu comme déterminant par : Asim & Rehman, (2024).

Tableau N°2 : Définition des variables explicatives

Variable	Définition	Mesure	Signe attendu	Source
FSI	Indice multidimensionnel de sécurité alimentaire	Indice normalisé (scores z)	—	FAOSTAT, WDI
CPI_AI	Indice des prix à la consommation alimentaire	Indice (2015 = 100)	Négatif	FAO / FAOSTAT
LN_UNEMP	Taux de chômage : érosion du revenu	Log du % de la population active	Négatif	WDI
RER	Taux de change effectif réel	Indice (2010 = 100)	Ambigu	WDI
LN_FPI	Indice de production alimentaire (hypothèse FAD)	Log de l'indice	Positif	FAOSTAT
AGR	Valeur ajoutée agricole:modernisation	% du PIB	Positif	WDI
URBAN	Population urbaine	% de la population totale	Ambigu	WDI

Source: *Elaboration des auteurs.*

Note : Le préfixe LN_ indique une transformation en logarithme naturel, retenue après tests de Box-Cox.

3.5. Stratégie économétrique

L'analyse part d'une spécification générale sous forme réduite, où l'indice de sécurité alimentaire dépend d'un vecteur de variables explicatives et d'un terme d'erreur.

$$FSI_t = \alpha + \beta' X_t + \varepsilon_t \quad \text{Eq1}$$

où FSI_t désigne l'indice multidimensionnel de sécurité alimentaire, X_t le vecteur des variables explicatives du bloc considéré, β' le vecteur des coefficients associés et ε_t le terme d'erreur.

Avant estimation, les propriétés de stationnarité sont examinées par les tests de Dickey-Fuller augmenté (ADF), de Phillips-Perron (PP) et de KPSS. La présence d'ordres d'intégration mixtes justifie le recours au cadre ARDL de Pesaran et al., (2001). Ce cadre accepte des combinaisons de variables $I(0)$ et $I(1)$ et reste utilisable sur de petits échantillons.

L'approche ARDL permet d'estimer simultanément les dynamiques de court terme et les relations d'équilibre de long terme, dans une représentation à correction d'erreur qui s'écrit :

$$\Delta FSI_t = \gamma(FSI_{t-1} - \theta'X_{t-1}) + \sum \phi_i \Delta FSI_{t-i} + \sum \delta_j \Delta X_{t-j} + u_t \quad \text{Eq2}$$

où Δ est l'opérateur de différence première, γ est le coefficient de correction d'erreur mesurant la vitesse de retour à l'équilibre de long terme, θ le vecteur des multiplicateurs de long terme, et ϕ_i les coefficients de court terme. La sélection des retards s'appuie sur le critère d'information d'Akaike, avec un maximum de deux retards afin de préserver les degrés de liberté ($T = 24$). Les relations de long terme sont évaluées par le test aux bornes de Pesaran et al. (2001), dont les valeurs critiques sont comparées à celles de (Narayan, 2005), établies pour les petits échantillons. L'analyse est menée séparément sur les deux blocs.

Les tests de causalité de Toda-Yamamoto sont ensuite appliqués pour examiner le sens des relations sans biais de pré-test. La procédure estime un $VAR(p + dmax)$, où p est l'ordre optimal de retard et $dmax$ l'ordre maximal d'intégration, puis applique des tests de Wald sur les p premiers retards.

L'adéquation des modèles est vérifiée par le test de normalité de Jarque-Bera, le test LM de Breusch-Godfrey pour l'autocorrélation, le test de Breusch-Pagan pour l'hétéroscédasticité, le test ARCH et les facteurs d'inflation de la variance (VIF). La stabilité des paramètres est examinée par le test CUSUM récursif, appliqué à la représentation à correction d'erreur de chaque bloc.

4. Résultats empiriques

4.1. Tests de stationnarité

Les tests de racine unitaire sont reportés dans le tableau N°3. En niveau, aucune variable n'apparaît stationnaire de façon nette, à l'exception partielle de *AGR*, dont les résultats varient selon la spécification. En différence première, les tests ADF et PP acceptent la stationnarité pour *LN_UNEMP*, *RER*, *LN_FPI* et *AGR*. Ils restent en revanche ambigus pour *CPI_Al*, *FSI* et *URBAN*. Ces trois séries ont été traitées comme $I(1)$ sur la base du test KPSS et de l'inspection graphique, mais cette ambiguïté constitue une limite : le test aux bornes suppose l'absence de variables $I(2)$.

Tableau N°3 : Tests de racine unitaire (ADF, PP et KPSS)

Variable	ADF niveau	ADF diff.	PP niveau	PP diff.	KPSS niveau	Ordre retenu
FSI	0,990	0,990	0,990	0,010	0,100	I(1)
CPI_AI	0,335	0,925	0,455	0,677	0,010	I(1)
LN_UNEMP	0,628	0,198	0,680	0,010	0,047	I(1)
RER	0,876	0,266	0,841	0,010	0,023	I(1)
LN_FPI	0,657	0,010	0,257	0,010	0,010	I(1)
AGR	0,353	0,069	0,010	0,010	0,100	I(0)/I(1)
URBAN	0,990	0,179	0,990	0,934	0,010	I(1)

Source : Calculs des auteurs sous R.

Note : Valeurs de probabilité reportées. ADF et PP : H_0 = racine unitaire. KPSS : H_0 = stationnarité. Une probabilité inférieure à 0,05 conduit au rejet de H_0 . La coexistence de variables $I(0)$ et $I(1)$ justifie l'approche ARDL aux bornes.

4.2. Test de cointégration aux bornes

Le tableau N°4 présente les résultats du test aux bornes. La statistique F dépasse la borne supérieure au seuil de 1 % dans les deux blocs : 12,371 pour le bloc « accès » et 11,025 pour le bloc « disponibilité ». Prise isolément, cette statistique conduirait à conclure à une relation de long terme dans les deux cas.

L'examen du terme de correction d'erreur conduit à une lecture différente. Dans le bloc « accès », ce coefficient vaut -0,3652 : il est négatif, conforme à la théorie, et indique qu'environ 37 % de l'écart à l'équilibre se résorbe chaque année. Dans le bloc « disponibilité », il vaut +2,0695 et il est significatif au seuil de 1 %. Un coefficient positif signifie que l'écart à l'équilibre s'amplifie d'une période à l'autre. La dynamique est divergente, et la relation de long terme n'est pas interprétable. Ce diagnostic a été soumis à vérification. Quatre spécifications alternatives, contraignant le retard de la variable dépendante à l'unité, ont été estimées pour le bloc « disponibilité ». Toutes produisent un coefficient de correction d'erreur positif, compris entre +0,246 et +0,488, et la plus parcimonieuse d'entre elles échoue par ailleurs aux tests d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité. La spécification retenue par le critère d'Akaike est donc conservée, avec la réserve exposée ci-dessus.

Une précision méthodologique s'impose enfin. Les valeurs critiques utilisées sont celles de Pesaran et al. (2001), établies pour de grands échantillons. Sur vingt-quatre observations, les valeurs de

Narayan (2005) sont plus exigeantes. Les deux statistiques leur restent supérieures, avec une marge plus réduite.

Tableau N°4 : Test de cointégration aux bornes

Bloc	Spécification	k	Stat. F	p	Borne I(1) 5 %	ECT
Bloc 1 : Accès	ARDL(2,2,2,2)	3	12,371	< 0,001	4,01	-0,3652
Bloc 2: Disponibilité	ARDL(2,2,2,2)	3	11,025	< 0,001	4,01	+2,0695

Source : Calculs des auteurs sous R.

Note : Bornes critiques à 5 % : $I(0) = 2,86$ et $I(1) = 4,01$ ($k = 3$, cas II) ; à 1 % : $I(0) = 3,65$ et $I(1) = 4,66$. ECT : coefficient du terme de correction d'erreur, issu de la représentation UECM. Un coefficient positif exclut l'interprétation en termes d'équilibre de long terme.

4.1. Bloc « accès » : prix alimentaires, chômage et taux de change

Le tableau N°5 présente le modèle à correction d'erreur du bloc « accès ». Le modèle explique une part importante de la variance ($R^2 = 0,965$; R^2 ajusté = 0,926) et la statistique F atteint 24,87. Ce niveau d'ajustement doit être relativisé : douze paramètres sont estimés sur vingt-deux observations. Les facteurs d'inflation de la variance restent en revanche faibles (2,21 pour les prix alimentaires, 3,67 pour le chômage, 4,14 pour le taux de change), ce qui écarte tout problème de colinéarité.

Trois coefficients ressortent. À court terme, l'inflation alimentaire exerce un effet négatif immédiat et significatif (-0,0042 ; $p = 0,031$). Dans la relation de niveau, les prix alimentaires (-0,0024 ; $p = 0,043$) et le chômage (-0,1773 ; $p = 0,045$) sont tous deux significatifs et négatifs. Ces deux termes décrivent l'équilibre de long terme : un niveau élevé de prix alimentaires et un chômage élevé sont associés à un niveau structurellement plus faible de sécurité alimentaire. Le taux de change effectif réel n'atteint le seuil de significativité dans aucune des deux dimensions.

Le terme de correction d'erreur appelle un commentaire. Son coefficient vaut -0,3652. Il est de signe négatif, conforme à la théorie, et suggère qu'environ 37 % de l'écart à l'équilibre se résorbe chaque année. Il n'atteint toutefois pas le seuil de significativité ($p = 0,519$). Cette imprécision, courante sur un échantillon de vingt-deux observations, invite à interpréter la vitesse d'ajustement avec prudence, sans remettre en cause le signe des relations identifiées.

Le tableau A2 reporte les multiplicateurs de long terme normalisés. Aucun n'atteint les seuils habituels, ce qui ne contredit pas le résultat précédent : la normalisation divise les coefficients de

niveau par une vitesse d'ajustement elle-même imprécise, et la méthode delta propage cette imprécision. La relation de long terme est donc identifiable dans sa direction, mais pas dans son ampleur.

Tableau N°5 : Modèle à correction d'erreur : bloc « accès »

Terme	Coefficient	Écart-type	t	p
Constante	1,0364	0,3279	3,161	0,010*
L(FSI, 1) correction d'erreur	-0,3652	0,5461	-0,669	0,519
L(CPI_AI, 1)	-0,0024	0,0010	-2,321	0,043*
L(LN_UNEMP, 1)	-0,1773	0,0772	-2,296	0,045*
L(RER, 1)	-0,0024	0,0020	-1,199	0,258
d(L(FSI, 1))	-0,8486	0,4205	-2,018	0,071.
d(CPI_AI)	-0,0042	0,0017	-2,503	0,031*
d(L(CPI_AI, 1))	-0,0053	0,0032	-1,696	0,121
d(LN_UNEMP)	-0,0621	0,0731	-0,849	0,416
d(L(LN_UNEMP, 1))	-0,0986	0,0705	-1,398	0,192
d(RER)	0,0034	0,0027	1,268	0,234
d(L(RER, 1))	0,0029	0,0024	1,197	0,259

Source : Calculs des auteurs sous R, fonction uecm() du package ARDL.

*Note : Les termes en $L(\cdot, 1)$ sont les termes de niveau de la relation de long terme ; les termes en $d(\cdot)$ sont les dynamiques de court terme. Seuils : *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$; . $p < 0,10$. Période : 2002-2023 ($T = 22$). $R^2 = 0,965$; $R^2 \text{ ajusté} = 0,926$; $F = 24,87$. VIF : 2,21 ; 3,67 ; 4,14.*

4.2. Causalité de Toda-Yamamoto

Les tests de causalité de Toda-Yamamoto, menés sur une spécification VAR(3) ($p = 2$ et $d_{\max} = 1$), ne mettent en évidence aucune antériorité causale significative vers l'indice de sécurité alimentaire. Ce résultat rejoint une limite connue des tests de causalité en VAR sur petits échantillons. Avec $T = 24$ et six variables, les degrés de liberté du système VAR(3) sont insuffisants pour obtenir une puissance correcte. Les résultats de court terme du modèle ARDL, plus parcimonieux, fournissent donc l'élément principal sur le sens des effets. Les tests de Toda-

Yamamoto sont considérés comme non concluants plutôt que contradictoires, et sont reportés en annexe.

4.3. Bloc « disponibilité » : production, agriculture et urbanisation

Le tableau N°6 présente le modèle du bloc « disponibilité », estimé sur la même période et avec la même spécification que le bloc précédent. L'ajustement global est bon ($R^2 = 0,949$; R^2 ajusté = $0,892$) et les résidus satisfont l'ensemble des tests de diagnostic, comme le montre le tableau N°7. Aucune variable de disponibilité n'atteint le seuil de significativité. Ni l'indice de production alimentaire, ni la valeur ajoutée agricole, ni l'urbanisation n'exercent d'effet mesurable sur l'indice de sécurité alimentaire, que ce soit dans la relation de niveau ou dans la dynamique de court terme. Les seuls termes significatifs concernent la variable dépendante elle-même.

Le coefficient de correction d'erreur constitue le point décisif. Il vaut $+2,0695$ et il est significatif au seuil de 1 %. Un tel signe indique que l'écart à la relation de niveau s'amplifie d'une période à l'autre au lieu de se résorber : la dynamique est divergente. La statistique du test aux bornes, pourtant élevée, ne peut donc pas être interprétée comme l'existence d'un équilibre de long terme entre la sécurité alimentaire et les variables de disponibilité. Les multiplicateurs de long terme, obtenus par division par ce coefficient, ne sont pas reportés pour la même raison.

La colinéarité entre production alimentaire et urbanisation reste marquée (VIF de 12,46 et 13,60) et contribue à l'imprécision des estimations individuelles. Elle traduit une réalité structurelle de l'économie marocaine : la modernisation agricole et la croissance urbaine ont progressé en parallèle sur la période étudiée.

Le résultat d'ensemble soutient H2 et contredit H1. Non seulement les variables de disponibilité n'exercent aucun effet significatif, mais aucune relation d'équilibre exploitable ne les relie à la sécurité alimentaire. Le Plan Maroc Vert a élargi la capacité productive sans que cette capacité ne protège les ménages de la dégradation liée à l'instabilité macroéconomique.

Tableau N°6 : Modèle à correction d'erreur bloc « disponibilité »

Terme	Coefficient	Écart-type	t	p
Constante	1,1603	0,5461	2,125	0,060.
L(FSI, 1) — correction d'erreur	2,0695	0,4865	4,254	0,002**
L(LN_FPI, 1)	-0,3209	0,3443	-0,932	0,373
L(AGR, 1)	0,0154	0,0302	0,509	0,622
L(URBAN, 1)	-0,0111	0,0256	-0,432	0,675
d(L(FSI, 1))	-2,2825	0,4682	-4,875	0,001**
d(LN_FPI)	-0,1962	0,1416	-1,386	0,196
d(L(LN_FPI, 1))	0,1567	0,1751	0,895	0,392
d(AGR)	0,0076	0,0106	0,714	0,491
d(L(AGR, 1))	-0,0089	0,0159	-0,559	0,589
d(URBAN)	-0,2830	0,3303	-0,857	0,412
d(L(URBAN, 1))	0,2784	0,2801	0,994	0,344

Source : Calculs des auteurs sous R, fonction uecm() du package ARDL.

Note : Période : 2002-2023 (T = 22). $R^2 = 0,949$; R^2 ajusté = 0,892 ; F = 16,81. $VIF(LN_FPI) = 12,46$ et $VIF(URBAN) = 13,60$. Le coefficient de correction d'erreur est positif, ce qui exclut l'interprétation de la relation de niveau comme un équilibre de long terme. Les multiplicateurs de long terme ne sont donc pas reportés.

4.4. Tests de diagnostic et stabilité

Le tableau N°7 reporte les tests de diagnostic des deux modèles. Pour le bloc « accès », la normalité des résidus n'est pas rejetée ($p = 0,695$), pas plus que l'homoscédasticité ($p = 0,258$) ou l'absence d'effets ARCH ($p = 0,143$). Le test de Breusch-Godfrey se situe juste au-dessus du seuil de 5 % ($p = 0,056$) : l'absence d'autocorrélation est acceptée à ce seuil, mais de justesse, ce qui justifie le recours aux écarts-types robustes.

Pour le bloc « disponibilité », l'ensemble des tests est satisfaisant : normalité ($p = 0,585$), absence d'autocorrélation ($p = 0,549$), absence d'effets ARCH ($p = 0,708$). L'homoscédasticité est acceptée au seuil de 5 % avec une marge limitée ($p = 0,080$). Les propriétés des résidus ne sont donc pas en cause dans ce bloc : c'est la dynamique d'ajustement, et elle seule, qui interdit l'interprétation de long terme.

Les tests CUSUM récursifs confirment la stabilité des paramètres sur l'ensemble de la période, dans les deux blocs ($p = 0,927$ et $p = 0,633$). Les trajectoires restent à l'intérieur des bandes de confiance à 5 %.

Tableau N°7 : Tests de diagnostic et de stabilité

Test	Hypothèse nulle	Stat. accès	p	Stat. dispo.	p
Jarque-Bera	Normalité des résidus	0,729	0,695	1,072	0,585
Breusch-Godfrey (retard 2)	Absence d'autocorrélation	5,773	0,056	1,199	0,549
Breusch-Pagan	Homoscédasticité	13,567	0,258	18,055	0,080
ARCH (retard 1)	Absence d'effets ARCH	2,148	0,143	0,140	0,708
CUSUM récursif	Stabilité des paramètres	0,346	0,927	0,497	0,633

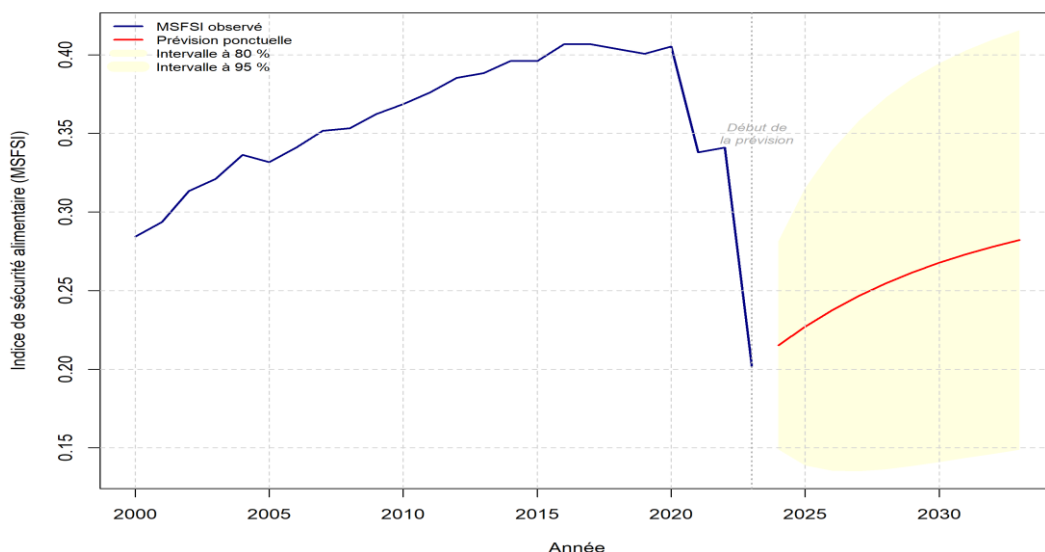
Source : Calculs des auteurs sous R.

Note : Une probabilité inférieure à 0,05 conduit au rejet de l'hypothèse nulle. Le test CUSUM récursif est conduit sur la représentation UECM de chaque bloc.

4.5. Projection de l'indice (2024-2033)

La figure N°3 présente une projection de l'indice sur dix ans, obtenue par un modèle ARIMA. La trajectoire projetée oscille entre 0,04 et 0,22 sur 2024-2033. Elle reste donc nettement en dessous du niveau atteint en 2016-2019, proche de 0,40. Cette projection suggère qu'en l'absence d'intervention structurelle, la dégradation observée après 2021 ne se corrigerait pas d'elle-même. Elle repose toutefois sur l'hypothèse que les dynamiques passées se prolongent, et ne doit pas être lue comme une prévision précise.

Figure N°3 : Projection de l'indice de sécurité alimentaire (2024-2033)



Source : Calculs des auteurs sous R, modèle ARIMA estimé sur 2000-2023.

5. Discussion et implications de politique économique

Les résultats convergent vers une lecture par les droits d'accès. Deux canaux ressortent des estimations. Les prix alimentaires exercent un effet immédiat et négatif sur l'indice, et leur terme de niveau est également significatif. Le chômage agit pour sa part par son terme de niveau, ce qui correspond à un effet structurel plutôt qu'à une réaction de court terme. Les variables de production, de valeur ajoutée agricole et d'urbanisation n'apportent pas de contribution individuelle significative. Ce constat rejoint l'intuition de Sen (1981) : la vulnérabilité alimentaire du Maroc tient davantage à l'érosion du pouvoir d'achat qu'à une contrainte de l'offre intérieure.

Il faut toutefois rester mesuré. Trois coefficients atteignent le seuil de 5 % dans le bloc « accès » : l'effet immédiat des prix alimentaires et les deux termes de niveau relatifs aux prix et au chômage. En revanche, la vitesse d'ajustement demeure imprécise et les multiplicateurs de long terme normalisés ne sont pas significatifs. La direction des relations est donc identifiée, mais pas leur ampleur. Les résultats indiquent donc une direction, appuyée par la cointégration, par la lecture graphique et par la cohérence théorique. Ils ne permettent pas d'affirmer que le canal des prix est le seul mécanisme à l'œuvre, ni d'en quantifier précisément l'ampleur de long terme.

Trois implications se dégagent pour la politique publique :

Premièrement, la stabilité des prix alimentaires constitue un objectif de sécurité alimentaire à part entière, et pas seulement un objectif macroéconomique. Le suivi de l'inflation alimentaire, distinct de l'inflation générale, devrait figurer parmi les indicateurs de pilotage des politiques alimentaires.

Deuxièmement, les dispositifs de protection des revenus jouent un rôle central. Les programmes de transferts, d'aide au revenu et de soutien ciblé permettent d'éviter qu'un choc temporaire de prix ne se transforme en insécurité alimentaire durable, en particulier chez les ménages urbains vulnérables.

Troisièmement, la modernisation agricole reste nécessaire sur le long terme, mais elle ne suffit pas à elle seule dans une économie monétarisée et dépendante des marchés. Le Plan Maroc Vert a renforcé la capacité productive, mais cette capacité ne se traduit pas automatiquement en sécurité alimentaire des ménages lorsque le pouvoir d'achat se dégrade. Une politique efficace doit associer investissement dans l'offre, stabilisation macroéconomique et protection de la demande.

5.1. Limites de l'étude

Ce travail comporte plusieurs limites. La première tient à la taille de l'échantillon. Avec 24 observations annuelles, la puissance des tests de long terme et de causalité reste faible, et le nombre de paramètres estimés est élevé par rapport au nombre d'observations. Une spécification plus parcimonieuse constituerait un test de robustesse utile.

La deuxième limite porte sur la construction de l'indice. Le MSFSI intègre l'indice général des prix et le PIB par habitant dans ses dimensions. Il existe donc un recouvrement partiel entre la variable expliquée et les variables explicatives, même si les indices de prix utilisés diffèrent. Une version de l'indice excluant les composantes de prix permettrait de tester la sensibilité des résultats à ce choix.

La troisième limite tient à la colinéarité entre production alimentaire et urbanisation, qui empêche d'isoler leurs effets propres.

Les recherches futures peuvent répondre à ces limites. Une analyse ARDL en panel sur les pays de la région MENA ou d'Afrique subsaharienne augmenterait la puissance statistique et permettrait de tenir compte de l'hétérogénéité entre pays. Des données au niveau des ménages complèteraient utilement la perspective macroéconomique, en identifiant les groupes les plus exposés à la transmission des prix alimentaires. Enfin, l'intégration d'indicateurs de vulnérabilité climatique mérite d'être développée, compte tenu du poids croissant des chocs climatiques au Maroc.

Conclusion

Ce papier a examiné les déterminants de la sécurité alimentaire au Maroc entre 2000 et 2023, à partir d'un indice multidimensionnel à six dimensions et de modèles dynamiques ARDL. La question posée était simple : la dégradation récente vient-elle de la production ou de l'accès ?

Sur le plan théorique, le travail a confronté deux traditions de l'économie du développement. L'approche par la disponibilité explique l'insécurité alimentaire par un déficit d'offre. L'approche des droits d'accès, issue de Sen (1981), l'explique par l'incapacité des ménages à se procurer la nourriture disponible. Cette opposition a été traduite en deux hypothèses testables et en deux blocs de variables concurrents.

Sur le plan méthodologique, l'article a construit un indice à six dimensions conforme aux cadres de la FAO (1996) et du HLPE (2020), puis l'a mobilisé comme variable expliquée dans un modèle ARDL avec test aux bornes, complété par des tests de causalité de Toda-Yamamoto et par une batterie de tests de diagnostic et de stabilité. Cette démarche permet de traiter des séries d'ordres d'intégration mixtes sur un échantillon court.

Sur le plan empirique, les résultats penchent du côté de l'accès. L'inflation alimentaire exerce un effet négatif immédiat sur l'indice de sécurité alimentaire. Les variables de disponibilité : production, valeur ajoutée agricole et urbanisation, ne ressortent pas de façon significative. Le test aux bornes détecte bien une relation de niveau dans ce bloc, mais le coefficient de correction d'erreur y est positif, ce qui exclut toute interprétation en termes d'équilibre de long terme. Le Maroc produit assez, mais une partie de sa population a de plus en plus de mal à payer.

Ce constat doit être nuancé. La taille de l'échantillon limite la portée des résultats de long terme, et les tests de causalité ne sont pas concluants. Le papier indique donc une direction cohérente avec la théorie des droits d'accès, plus qu'elle ne la démontre définitivement.

Les prolongements sont de deux ordres. Une extension en panel, sur les pays de la région MENA ou d'Afrique subsaharienne, augmenterait la puissance statistique et permettrait de tester la robustesse du résultat hors du seul cas marocain. Des données au niveau des ménages identifieraient ensuite les groupes les plus exposés à la transmission des prix alimentaires.

Sur le plan de la mesure, ce travail montre enfin l'intérêt d'un indice composite pour arbitrer entre deux hypothèses concurrentes. Un indicateur unique aurait, par construction, orienté le résultat : retenir l'apport énergétique disponible aurait favorisé l'hypothèse de disponibilité, retenir la prévalence de la sous-alimentation aurait favorisé celle de l'accès. La construction en six dimensions place les deux familles de mécanismes sur un pied d'égalité et rend l'arbitrage

empirique possible. Cette démarche est transposable à d'autres économies à revenu intermédiaire confrontées au même paradoxe entre performance agricole et fragilité alimentaire des ménages. Sur le plan des politiques publiques, le message reste clair. Dans une économie à revenu intermédiaire ouverte sur le commerce mondial, la sécurité alimentaire ne se joue pas seulement dans les champs. Elle se joue aussi dans la stabilité des prix, dans la solidité du marché du travail et dans la qualité des dispositifs de protection sociale.

Bibliographie

- Ahmed, Z., Crush, J., Owuor, S., & Onyango, E. O. (2024). Disparities and determinants of Somali refugee food security in Nairobi, Kenya. *Global Food Security*, 43, 100808. <https://doi.org/10.1016/j.gfs.2024.100808>
- Akesbi, N. (2012). Une nouvelle stratégie pour l'agriculture marocaine : Le « Plan Maroc Vert ». *New Medit*, 11(2), 12-23.
- Asim, H., & Rehman, H. U. (2024). Panel Quantile Approach towards Exigent Determinants of Food Security in the Selected Developing Countries. *Pakistan Journal of Humanities and Social Sciences*, 12(1), 612-626. <https://doi.org/10.52131/pjhss.2024.v12i1.2063>
- Barrett, C. B. (2010). Measuring Food Insecurity. *Science*, 327(5967), 825-828. <https://doi.org/10.1126/science.1182768>
- Berry, E. M., Dernini, S., Burlingame, B., Meybeck, A., & Conforti, P. (2015). Food security and sustainability : Can one exist without the other? *Public Health Nutrition*, 18(13), 2293-2302. <https://doi.org/10.1017/S136898001500021X>
- Clapp, J., Moseley, W. G., Burlingame, B., & Termine, P. (2022). Viewpoint : The case for a six-dimensional food security framework. *Food Policy*, 106, 102164. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2021.102164>
- Devereux, S. (1993). *Theories of Famine*. Hemel Hempstead : Harvester Wheatsheaf.
- Drèze, J., & Sen, A. (1989). *Hunger and Public Action* (Clarendon Press).
- FAO. (1974). *Rapport de la Conférence mondiale de l'alimentation, Rome, 5–16 novembre 1974*.
- FAO. (1996). *Déclaration de Rome sur la sécurité alimentaire mondiale*.
- FAO. (2008). *L'état de l'insécurité alimentaire dans le monde 2008*. <https://www.fao.org/agrifood-economics/publications/detail/fr/c/134808/>
- FAO. (2014). *La situation mondiale de l'alimentation et de l'agriculture 2014 : Ouvrir l'agriculture familiale à l'innovation*. <https://www.fao.org/family-farming/detail/fr/c/397446/>
- FAO. (2023). *The State of Food Security and Nutrition in the World 2023*. FAO; IFAD; UNICEF; WFP; WHO; <https://doi.org/10.4060/cc3017en>
- FAO. (2025). *The State of Food Security and Nutrition in the World 2025*. FAO; IFAD; UNICEF; WFP; WHO; <https://doi.org/10.4060/cd6008en>

- Garnett, T. (2014). Three perspectives on sustainable food security : Efficiency, demand restraint, food system transformation. What role for life cycle assessment? *Journal of Cleaner Production*, 73, 10-18. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2013.07.045>
- Greco, S., Ishizaka, A., Tasiou, M., & Torrisi, G. (2019). On the Methodological Framework of Composite Indices : A Review of the Issues of Weighting, Aggregation, and Robustness. *Social Indicators Research*, 141(1), 61-94. <https://doi.org/10.1007/s11205-017-1832-9>
- Han, H., & Mutale, B. (2026). Impact of Agricultural, Environmental and Socioeconomic Factors on Food Security in Southern Africa. *Natural Resources Forum*, 50(3), 1236-1253. <https://doi.org/10.1111/1477-8947.70020>
- Headey, D., Bachewe, F., Marshall, Q., Raghunathan, K., & Mahrt, K. (2024). Food prices and the wages of the poor : A cost-effective addition to high-frequency food security monitoring. *Food Policy*, 125, 102630. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2024.102630>
- HLPE, S. C. (2020). FOOD SECURITY AND NUTRITION BUILDING A GLOBAL NARRATIVE TOWARDS 2030. *CFS HLPE*.
- Ibrahim, E. A. (2024). Determinants and performances of food security in the middle east and north africa region countries. *New Medit*, 2024(2). <https://doi.org/10.30682/nm2402d>
- Lang, T., & Barling, D. (2012). Food security and food sustainability : Reformulating the debate. *The Geographical Journal*, 178(4), 313-326. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4959.2012.00480.x>
- Malthus, T. R. (1798). *An Essay on the Principle of Population*. Londres : J. Johnson.
- Manikas, I., Ali, B. M., & Sundarakani, B. (2023). A systematic literature review of indicators measuring food security. *Agriculture & Food Security*, 12(1), 10. <https://doi.org/10.1186/s40066-023-00415-7>
- Maxwell, S., & Smith, M. (1992). *Household Food Security: A Conceptual Review*. Institute of Development Studies (IDS). <https://opendocs.ids.ac.uk/opendocs/handle/20.500.12413/3146>
- Mayamiko Dunga, H. (2020). AN EMPIRICAL ANALYSIS ON DETERMINANTS OF FOOD SECURITY AMONG FEMALE-HEADED HOUSEHOLDS IN SOUTH AFRICA. *INTERNATIONAL JOURNAL OF SOCIAL SCIENCES AND HUMANITY STUDIES*, 12.

- Misselhorn, A., Aggarwal, P., Ericksen, P., Gregory, P., Horn-Phathanothai, L., Ingram, J., & Wiebe, K. (2012). A vision for attaining food security. *Current Opinion in Environmental Sustainability*, 4(1), 7-17. <https://doi.org/10.1016/j.cosust.2012.01.008>
- Mottaleb, K. A., Kruseman, G., & Snapp, S. (2022). Potential impacts of Ukraine-Russia armed conflict on global wheat food security : A quantitative exploration. *Global Food Security*, 35, 100659. <https://doi.org/10.1016/j.gfs.2022.100659>
- Mutale, B., Maulu, S., & Chilambwe, A. (2025). Food security dimensions : Threshold effects and causal interactions—panel evidence from Southern Africa. *Cogent Food & Agriculture*, 11(1), 2587338. <https://doi.org/10.1080/23311932.2025.2587338>
- Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China : Evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990. <https://doi.org/10.1080/00036840500278103>
- OCDE. (2008). *Handbook on Constructing Composite Indicators : Methodology and User Guide*. Paris : OCDE / Centre commun de recherche de la Commission européenne.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Pretty, J., Benton, T. G., Bharucha, Z. P., Dicks, L. V., Flora, C. B., Godfray, H. C. J., Goulson, D., Hartley, S., Lampkin, N., Morris, C., Pierzynski, G., Prasad, P. V. V., Reganold, J., Rockström, J., Smith, P., Thorne, P., & Wratten, S. (2018). Global assessment of agricultural system redesign for sustainable intensification. *Nature Sustainability*, 1(8), 441-446. <https://doi.org/10.1038/s41893-018-0114-0>
- Saou, M., Namri, T., & El Abbassi, I. (2025). The Impact of Climate Change on Food Inflation : The Mediating Role of Trade and Monetary Policies - A System GMM Analysis of 34 African Countries. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 15(5), 664-673. <https://doi.org/10.32479/ijeep.20254>
- Sen, A. (1981). *Poverty and Famines : An Essay on Entitlement and Deprivation* (Oxford University Press).
- Toumi, L., & El Amrani, M. (2020). Gouvernance de la sécurité alimentaire au Maroc : Défis et opportunités. *Options Méditerranéennes*, A(124), 157-161.

- Vysochyna, A., Stoyanets, N., Mentel, G., & Olejarz, T. (2020). Environmental Determinants of a Country's Food Security in Short-Term and Long-Term Perspectives. *Sustainability*, 12(10), 4090. <https://doi.org/10.3390/su12104090>
- Yovo, K., & Gnedeka, K. T. (2023). Assess the level and the determinants of household food security in Togo : The food expenditures approach. *Scientific African*, 20, e01685. <https://doi.org/10.1016/j.sciaf.2023.e01685>

Annexes :

Tableau A1 : Tests de causalité de Toda-Yamamoto

Direction testée	Chi ²	ddl	p	Conclusion
CPI_AI → FSI	0,909	2	0,635	Pas d'antériorité significative
LN_UNEMP → FSI	2,570	2	0,277	Pas d'antériorité significative
RER → FSI	1,342	2	0,511	Pas d'antériorité significative
LN_FPI → FSI	0,149	2	0,928	Pas d'antériorité significative
AGR → FSI	0,198	2	0,906	Pas d'antériorité significative

Source : Calculs des auteurs sous R.

Note : H_0 : X ne cause pas FSI au sens de Granger. Système VAR(3) estimé sur 24 observations, avec $p = 2$ et $d_{max} = 1$; tests de Wald sur les deux premiers retards. Le critère d'information sélectionne un ordre de 3, cohérent avec la procédure retenue.

Tableau A2 : Multiplicateurs de long terme normalisés : bloc « accès »

Variable	Multiplicateur	Écart-type	t	p
CPI_AI	-0,0067	0,0125	-0,535	0,604
LN_UNEMP	-0,4853	0,6663	-0,728	0,483
RER	-0,0067	0,0096	-0,702	0,499

Source : Calculs des auteurs sous R, fonction multipliers() du package ARDL.

Note : Les multiplicateurs divisent les coefficients de niveau par la vitesse d'ajustement. L'imprécision de cette dernière ($p = 0,519$) se propage aux écarts-types par la méthode delta, ce qui explique la perte de significativité par rapport au tableau N°5.