Revue Française d'Économie et de Gestion
ISSN : 2728- 0128
Volume 7 : Numéro 7

Insécurité alimentaire au Sénégal : une analyse multidimensionnelle des déterminants à partir des données EHCVM 2021/2022

Food insecurity in Senegal: a multidimensional analysis of determinants based on 2021/2022 EHCVM Data

Ahmadou TOURE
Étudiant en Master 2 Économie Rurale
Faculté des Sciences Économiques et de Gestion (FASEG)
Université Cheikh Anta Diop de Dakar, Sénégal

Dr. Baye Elimane GUEYE
Chercheur/Consultant Senior
Université Alioune Diop de Bambey (UADB)
Département Économie, Management et Ingénierie juridique
Groupe de Recherche en Economie et Développement de Territoire (GREDT)

Date de soumission : 21/05/2026
Date d'acceptation : 06/07/2026
Pour citer cet article :
TOURE. A. & GUEYE. B.E (2026) « Insécurité alimentaire au Sénégal : une analyse multidimensionnelle des déterminants à partir des données EHCVM 2021/2022 », Revue Française d'Economie et de Gestion « Volume 7 : Numéro 7 » pp : 335- 361.

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

Résumé

L'insécurité alimentaire au Sénégal reste mal mesurée par les approches unidimensionnelles. Mobilisant les données EHCVM 2021/2022 sur 63 530 individus, nous avons construit un indice composite multidimensionnel combinant la Food Insecurity Experience Scale (FIES) et deux indicateurs de diversité alimentaire (SDAM, HDDS) et estimé un modèle logit binaire. L'indice identifie 55,34 % de ménages vulnérables contre 31,1 % selon la FIES seule. Au-delà du revenu, principal déterminant dominant (-11,2 points), l'électricité, le logement et l'assainissement exercent des effets protecteurs indépendants substantiels. Les chocs (sanitaires, économiques et climatiques) aggravent la vulnérabilité à l'insécurité alimentaire de 9,4 points. Paradoxalement, Dakar, région la moins affectée en statistiques brutes (22 %), affiche l'effet net le plus élevé (+14,2 points), révélant une vulnérabilité urbaine structurelle invisible aux approches descriptives conventionnelles.

Mots-clés : insécurité alimentaire ; Sénégal ; FIES-Engel ; logit ; vulnérabilité urbaine.
Classification JEL : I32 ; O55 ; C43 ; C25 ; R23

Abstract

Food insecurity in Senegal remains poorly measured by one-dimensional approaches. Using data from the 2021/2022 EHCVM survey of 63,530 households, we have constructed a multidimensional composite index combining the Food Insecurity Experience Scale (FIES) and two dietary diversity indicators (SDAM, HDDS) and estimated a binary logit model. The index identifies 55,34% of households as vulnerable, compared to 31,1% according to the FIES alone. Beyond income, the primary dominant determinant (-11,2 points), electricity, housing, and sanitation exert substantial independent protective effects. Shocks (health, economic and climate) aggravate food insecurity vulnerability by 9,4 points. Paradoxically, Dakar, the region least affected in raw statistics (22%) exhibits the highest net effect (+14,2 points), revealing a structural urban vulnerability that is underestimated by conventional descriptive approaches.

Keywords: food insecurity; Senegal; FIES-Engel; logit; urban vulnerability.
JEL Classification : I32 ; O55 ; C43 ; C25 ; R23

Introduction

La sécurité alimentaire s'impose aujourd'hui comme l'un des enjeux centraux des politiques de développement à l'échelle mondiale. Elle renvoie à la capacité des individus à accéder de manière stable à une alimentation suffisante, sûre et nutritive. Environ 735 millions de personnes étaient en situation d'insécurité alimentaire chronique en 2022, soit près d'une personne sur onze (FAO, 2023). En Afrique subsaharienne, plus de 282 millions de personnes étaient en situation de sous-alimentation en 2023 (FAO, 2024). Elle concentre certaines des pires crises alimentaires mondiales, en raison de contraintes structurelles multiples que sont la dépendance à une agriculture pluviale, la faible mécanisation, l'insuffisance des infrastructures rurales, l'instabilité politique et la pauvreté généralisée. Le Sénégal, à l'instar de nombreux pays en développement, est confronté à une insécurité alimentaire persistante. Environ 17,4 % des ménages seraient en situation d'insécurité alimentaire modérée ou sévère (FAO, 2024). Ce phénomène s'inscrit dans un contexte caractérisé par une forte croissance démographique, une dépendance structurelle à l'agriculture pluviale et une exposition accrue aux chocs climatiques et économiques (ANSD, 2023 ; FAO, 2024). Malgré les efforts des politiques publiques, les ménages demeurent fortement vulnérables aux fluctuations des prix alimentaires, aux perturbations des chaînes d'approvisionnement et aux aléas climatiques, notamment les sécheresses et les inondations (World Bank, 2023 ; World Food Programme, 2023 ; Ndiaye et Diallo, 2024 ; Niang et al., 2014).

Les travaux empiriques mettent en évidence que la vulnérabilité alimentaire est plus élevée parmi les ménages ruraux caractérisés par un faible capital humain, une taille élevée et un accès limité aux ressources productives. Les ménages dirigés par des femmes apparaissent également plus exposés, en raison de contraintes structurelles d'accès à la terre, au crédit et aux opportunités économiques. Malgré les avancées méthodologiques et la disponibilité croissante de données harmonisées, l'identification des déterminants de l'insécurité alimentaire reste un enjeu empirique et conceptuel majeur dans les pays en développement. La littérature récente souligne que l'insécurité alimentaire ne se réduit pas à un déficit de disponibilité alimentaire, mais résulte d'une interaction complexe entre contraintes économiques, vulnérabilités structurelles et exposition aux chocs (FAO, 2023 ; World Food Programme, 2023 ; Headey et Ruel, 2022 ; Barrett, 2020).

Dans le contexte de l'Afrique subsaharienne, plusieurs études récentes mettent en évidence le rôle central de facteurs multidimensionnels, notamment les conditions d'accès aux marchés, les infrastructures, la variabilité climatique et les inégalités socio-économiques (World Bank, 2024

; Dzanku, 2022 ; Amare et al., 2021). Ces travaux montrent que les approches traditionnelles centrées uniquement sur les indicateurs de consommation ou de disponibilité alimentaire tendent à sous-estimer certaines formes de vulnérabilité, en particulier celles liées à la précarité des conditions de vie et à la dépendance aux marchés.

Par ailleurs, la littérature récente met en évidence une transformation des dynamiques de vulnérabilité alimentaire, notamment dans les zones urbaines, où la dépendance aux marchés et le coût de la vie exposent certains ménages à des formes spécifiques d'insécurité alimentaire, parfois moins visibles mais tout aussi contraignantes (Crush et Frayne, 2020 ; Battersby, 2022 ; Resnick, 2023). Ce constat suggère que les approches conventionnelles peuvent ne pas capturer pleinement la diversité des situations de vulnérabilité, en particulier dans les contextes urbains en rapide mutation. En particulier, les indicateurs expérientiels tels que la Food Insecurity Experience Scale (FIES) peuvent ne pas capter pleinement les contraintes économiques structurelles auxquelles font face les ménages (FAO, 2020 ; Cafiero et al., 2021). Dans ce contexte, une question centrale persiste : dans quelle mesure une approche multidimensionnelle de l'insécurité alimentaire, qui combine les dimensions expérientielles, économiques et nutritionnelles, permet-elle d'identifier plus finement les ménages vulnérables au Sénégal et de révéler des déterminants structurels que les approches unidimensionnelles conventionnelles tendent à occulter, notamment l'accès aux infrastructures, les conditions de logement et les formes spécifiques de vulnérabilité urbaine ?

Cette limite laisse apparaitre l'existence d'un angle mort dans la littérature existante. Cet article propose de dépasser ces limites. Premièrement, il revisite la mesure de l'insécurité alimentaire en proposant un indice composite multidimensionnel (IIA) combinant la FIES, le SDAM et le HDDS par analyse en composantes principales. Deuxièmement, l'article apporte de nouveaux éléments empiriques sur les déterminants de l'insécurité alimentaire au Sénégal à partir de données représentatives au niveau national (EHCVM 2021/2022), en mettant en évidence le rôle de facteurs souvent sous-estimés tels que l'accès aux infrastructures, les conditions de logement et l'exposition aux chocs. Troisièmement, les résultats révèlent un schéma paradoxal de vulnérabilité urbaine, les ménages de Dakar présentant une probabilité plus élevée d'insécurité alimentaire. Ensemble, ces contributions permettent de renouveler l'analyse de l'insécurité alimentaire dans les contextes en développement et d'apporter des enseignements utiles à la conception de politiques publiques intégrées. L'article est structuré comme suit. Après l'introduction, la première section présente la revue de la littérature. La deuxième décrit la méthodologie. La troisième expose et discute les résultats puis nous conclurons.

1. Revue de la littérature

Cette revue de la littérature s'articule en deux sections. La première examine les origines de l'insécurité alimentaire à travers divers cadres théoriques. La seconde synthétise les travaux empiriques récents, en mettant en évidence les principaux facteurs identifiés dans différents contextes.

1.1. Approche théorique

Les recherches en Afrique de l'Ouest démontrent la sensibilité des systèmes alimentaires aux conditions climatiques. Les travaux de Watts (1983) et Mortimore (1989) ont établi le lien entre sécheresses sahéliennes et vulnérabilité des ménages agricoles. Les études ultérieures (Niang-Diop et al., 2005 ; FAO, 2008) ont souligné l'impact de l'enclavement rural et de la variabilité pluviométrique sur la sécurité alimentaire. Au Sénégal, les disparités entre zones rurales et urbaines (Ndiaye, 2015) et les perturbations climatiques (Diallo, 2018) aggravent l'insécurité alimentaire, particulièrement dans les régions agropastorales. Les événements extrêmes et le faible accès aux innovations agricoles accentuent ces vulnérabilités structurelles.

Les conditions de logement et d'hygiène constituent des déterminants essentiels de l'insécurité alimentaire. La qualité du toit et des murs, la ventilation, le surpeuplement et l'accès à l'électricité influencent directement la santé des membres du ménage et leur capacité à conserver et consommer les aliments (Smith et al., 2005). De même, l'absence de systèmes adéquats d'évacuation des excréments, d'évacuation des eaux usées et d'accès à l'eau potable augmente le risque de maladies infectieuses et parasitaires, réduisant l'absorption des nutriments et la capacité de travail, en particulier chez les enfants et les personnes âgées (UNICEF, 2019 ; Cronin et al., 2023). Des études récentes menées en Afrique de l'Ouest ont confirmé ces liens : l'insécurité alimentaire est plus élevée dans les ménages ayant un logement précaire et un accès limité aux services WASH, même lorsque les revenus sont suffisants (Tchibindat et al., 2023 ; Lestienne et al., 2024).

Les politiques gouvernementales et les programmes d'assistance sociale jouent un rôle crucial dans la lutte contre l'insécurité alimentaire au Sénégal. Selon Touré (2021), les subventions agricoles, les filets sociaux et les cantines scolaires améliorent la disponibilité et l'accessibilité des denrées alimentaires pour les ménages vulnérables. Cependant, des lacunes persistent en matière de couverture et de ciblage des bénéficiaires. Diagne (2020) souligne que certaines politiques souffrent d'une mise en œuvre inégale, excluant notamment les communautés rurales isolées. Le Programme National d'Autosuffisance en Riz a permis d'augmenter la production locale, mais son impact reste limité dans les zones à faible accès aux crédits et aux marchés.

Par ailleurs, les aides sociales comme les transferts monétaires atténuent temporairement l'insécurité alimentaire. Toutefois, leur efficacité dépend de la stabilité des financements publics et de la coordination institutionnelle (Sylla, 2022).

Au-delà de cette synthèse, plusieurs controverses théoriques structurent le champ. Un premier débat oppose les approches centrées sur la disponibilité alimentaire aux approches par les droits d'accès développées par Sen (1981). Celle-ci montrent que la famine et l'insécurité alimentaire peuvent survenir sans déficit de production, du seul fait d'une défaillance des droits d'accès économiques. Un second débat oppose les tenants d'une mesure unidimensionnelle de l'insécurité alimentaire, fondée sur les apports caloriques ou les dépenses alimentaires, à ceux qui défendent une approche multidimensionnelle intégrant les dimensions expérientielles, comportementales et nutritionnelles (FAO, 2016 ; Alkire et Foster, 2011 ; Headey et Ruel, 2022). C'est précisément dans ce second débat que s'inscrit la présente étude, en proposant de dépasser les limites des indicateurs unidimensionnels par la construction d'un indice composite fondé sur l'ACP.

1.2. Approche empirique

La littérature empirique converge vers une explication multifactorielle de l'insécurité alimentaire. Au Sénégal, l'insécurité alimentaire reste étroitement liée à une combinaison de facteurs structurels tels que la faible productivité agricole, la pauvreté chronique, la précarité des revenus et la fréquence des chocs exogènes (ANSD, 2013). Diallo et al (2010) ont montré que le sexe du chef de ménage, son niveau d'instruction et le revenu global influencent positivement la sécurité alimentaire, tandis que la taille du ménage exerce un effet inverse. Mbaye (2011) confirme, à partir de données sud-africaines, que la production agricole, l'utilisation d'intrants modernes et l'accès à l'irrigation favorisent la sécurité alimentaire. Au-delà de ces facteurs classiques, le revenu global constitue un déterminant robuste (Koné et al., 2009), tandis que la part des dépenses alimentaires dans le budget total signale une vulnérabilité accrue (Diouf et Barry, 2014). Les facteurs sociodémographiques présentent des effets contrastés : la taille du ménage est systématiquement associée à une plus grande vulnérabilité (Sarr et Diallo, 2012), le sexe du chef donne lieu à des résultats ambivalents (Kane et al., 2015 ; Observatoire sénégalais de la sécurité alimentaire, 2013), et l'âge du chef fait débat (Tandia et Dème, 2008 ; Camara et Diarra, 2011). En revanche, le niveau d'instruction fait consensus comme facteur favorable (Fall et Gueye, 2009).

Une dimension novatrice de cette recension est l'intégration explicite de facteurs infrastructurels rarement pris en compte de façon systématique : l'accès à l'électricité, la qualité du logement et

les conditions sanitaires. L'accès à l'électricité permet la conservation des denrées et le développement d'activités productives (Faye et Ndoye, 2016). La qualité du logement, captée par les matériaux du sol et du toit, est corrélée à la résilience face aux chocs (UNICEF, 2018 ; FAO, 2021). Les conditions sanitaires, notamment l'accès à l'eau potable et à l'assainissement, confirment leur importance pour la sécurité nutritionnelle (UNICEF, 2018 ; FAO, 2021). Les ménages agricoles bénéficient de l'autoproduction qui réduit la dépendance aux marchés (Carletto et al., 2013 ; FAO, 2015), tandis que les conditions agroécologiques favorables permettent une production alimentaire stable (Dorosh et al., 2012 ; Maxwell et al., 2008). Enfin, sur le plan méthodologique, Kouyaté et Bako (2009) critiquent l'usage des modèles logit binaires qui occultent les différences d'intensité de la vulnérabilité et proposent une régression sur le logarithme de l'apport calorique.

2. Méthodologie

2.1. Mesure de l'insécurité alimentaire et construction de l'indice composite

2.1.1. Food Insecurity Experience Scale (FIES)

Afin de mesurer l'insécurité alimentaire, cette étude mobilise la Food Insecurity Experience Scale (FIES), un indicateur expérientiel développé par la FAO (2016) et largement utilisé dans la littérature récente. La FIES repose sur une série de huit questions permettant de capter les contraintes d'accès à l'alimentation telles qu'elles sont vécues par les ménages, en tenant compte de la fréquence et de la gravité des situations de privation.

Dans le cadre de cette étude, une variable binaire est construite à partir de la FIES :

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{si le ménage est en situation d'insécurité alimentaire (modérée ou sévère)} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Sur la base de ce seuil, 31,1% des ménages de l'échantillon sont classés en situation d'insécurité alimentaire. Ce choix permet de se concentrer sur l'insécurité alimentaire vécue, tout en facilitant l'interprétation des résultats dans un cadre économétrique standard.

2.1.2. Construction de l'indice composite multidimensionnel

Conformément aux approches multidimensionnelles développées par l'Organisation des Nations unies pour l'alimentation et l'agriculture (2016), le Programme alimentaire mondial (2017) et Alkire et Foster (2011), un indice composite de vulnérabilité alimentaire est construit afin de saisir simultanément les dimensions expérientielles et économiques de l'insécurité alimentaire. Cet indice repose sur trois composantes complémentaires : la FIES, qui mesure les restrictions d'accès à l'alimentation effectivement vécues par les ménages, ainsi que deux indicateurs de diversité alimentaire (SDAM et HDDS), utilisés comme proxys des dimensions

de disponibilité et d'utilisation nutritionnelle. Afin de rendre ces variables comparables, la FIES, le SDAM et le HDDS sont normalisés par la méthode min-max, les ramenant sur une échelle comprise entre 0 et 1. En l'absence de consensus théorique sur la pondération des différentes dimensions de l'insécurité alimentaire, cette étude adopte une approche empirique basée sur l'Analyse en Composantes Principales (ACP).

Le recours à l'ACP présente deux avantages principaux. D'une part, cette méthode réduit la redondance informationnelle entre les différentes dimensions de l'insécurité alimentaire en identifiant leur composante commune dominante. D'autre part, elle permet de déterminer les pondérations de manière empirique plutôt que normative, évitant ainsi l'attribution arbitraire de poids aux différentes dimensions retenues.

2.2. Spécification du modèle économétrique

2.2.1. Modèle logit binaire

L'analyse des déterminants de l'insécurité alimentaire repose sur l'estimation d'un modèle logit binaire, particulièrement adapté lorsque la variable dépendante est dichotomique (Bolingo, 2021). Ce type de modèle permet d'estimer des probabilités conditionnelles comprises dans l'intervalle [0 ; 1], contrairement aux moindres carrés ordinaires qui peuvent produire des probabilités hors intervalle et souffrent d'hétéroscédasticité. La spécification du modèle est la suivante :

$$P(Y_i = 1 \mid X_i) = \frac{\exp(X_i\beta)}{1 + \exp(X_i\beta)}$$

où $Y_i$représente le statut d'insécurité alimentaire du ménage i, $X_i$est le vecteur des variables explicatives, et β est le vecteur des paramètres estimés par la méthode du maximum de vraisemblance. Afin de faciliter l'interprétation économique, les effets marginaux moyens (Average Marginal Effects, AME) sont calculés, permettant d'évaluer l'impact moyen de chaque variable explicative sur la probabilité d'insécurité alimentaire.

2.2.2. Source des données

Les données utilisées proviennent de la deuxième vague de l'Enquête Harmonisée sur les Conditions de Vie des Ménages (EHCVM 2021/2022), réalisée par Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie (ANSD) en collaboration avec la Banque mondiale et l'UEMOA. Cette enquête est représentative au niveau national et couvre un large éventail de dimensions socio-économiques, incluant les conditions de vie, les dépenses des ménages et l'insécurité alimentaire. L'échantillon comprend 7 120 ménages, correspondant à 63 530

individus. Afin de garantir la représentativité des estimations, les pondérations d'enquête sont prises en compte dans toutes les estimations économétriques.

2.3. Variables explicatives du modèle

Le choix des variables explicatives s'appuie sur la littérature empirique relative aux déterminants de l'insécurité alimentaire et sur la disponibilité des données EHCVM. Les variables retenues sont regroupées en cinq dimensions :

Tableau 1 : variables du modèle

Dimension	Variables
Facteurs économiques	Dépenses alimentaires par tête (logarithme), dépenses non alimentaires, ratio d'Engel.
Caractéristiques socio-démographiques	Taille du ménage, âge du chef de ménage, niveau d'éducation du chef de ménage, genre du chef de ménage.
Conditions de vie et accès aux infrastructures	Accès à l'électricité (réseau ou source autonome), qualité du logement (matériaux du sol et du toit), accès aux services d'assainissement (évacuation des excréments et des eaux usées).
Facteurs de vulnérabilité et de protection sociale	Exposition aux chocs (climatiques, économiques et sanitaire), filets de sécurité, survenue d'une maladie dans les 30 jours précédant l'enquête.
Variables contextuelles	Zone agroécologique de résidence, statut de ménage agricole.

Source : Auteurs, à partir des données EHCVM 2021/2022.

3. Résultats

Les statistiques descriptives révèlent qu'environ 31,11% des ménages sénégalais sont en situation d'insécurité alimentaire selon la FIES, contre 55,34 % selon l'indice composite d'insécurité alimentaire (IIA), soit un différentiel de plus de 24 points de pourcentage. Ce résultat montre l'apport des méthodes multidimensionnelles. Sur le plan des structures budgétaires, le ratio d'Engel moyen s'établit à 55 %, soit une contrainte alimentaire structurellement élevée au sein des ménages. La composition démographique se caractérise par une taille moyenne de 12 membres par ménage, ainsi que par une forte prévalence de l'analphabétisme (73 %) parmi les chefs de ménage (78 % chez les femmes, contre 72 % chez les hommes).

L'analyse spatiale des données de l'ANSD (2023) montre que les régions de Saint-Louis, Matam, Ziguinchor, Tambacounda, Kolda et Sédhiou enregistrent les taux bruts les plus élevés, avoisinant 50 %. Cette concentration s'explique par plusieurs vulnérabilités structurelles, notamment la forte dépendance à l'agriculture pluviale et l'insuffisance des infrastructures économiques dans ces zones. Ces résultats s'inscrivent dans la littérature qui souligne le rôle

déterminant des chocs agro-climatiques et de la fragilité des systèmes alimentaires ruraux dans l'insécurité des ménages (Ndiaye & Diallo, 2024). Plus largement, les travaux de Crush et Frayne (2010) ainsi que Battersby (2022) mettent en évidence que les situations d'insécurité alimentaire sont fortement liées aux contraintes structurelles et aux déséquilibres territoriaux.

A l'inverse, Dakar affiche le taux le plus faible (22%). Toutefois, comme le montrent les estimations économétriques, ce résultat descriptif est trompeur : à caractéristiques observables comparables, les ménages dakarois présentent une probabilité d'insécurité alimentaire significativement plus élevée, ce qui suggère un effet de dépendance accrue aux marchés et un coût de la vie plus élevé (FAO, 2018).

Tableau 2 : Niveau d'insécurité alimentaire selon la zone agroécologique

Zone agroécologique	Taux d'insécurité alimentaire
Kédougou (réf.)	44,36%
Saint-Louis-Matam	50,27%
Thiès-Diourbel-Louga	34,53%
Kaolack-Fatick-Kaffrine	39,61%
Ziguinchor-Tamba-Kolda-Sédhiou	49,58%
Dakar	21,65%

Source : Auteur, à partir des données EHCVM 2021/2022

Conformément à la méthodologie décrite en section 3.1, l'indice composite d'insécurité alimentaire (IIA) est construit par ACP sur les trois indicateurs standardisés (FIES, SDAM, HDDS). Une seule composante principale est retenue (64,32 % de la variance expliquée), avec des pondérations de 0,3489 pour la FIES, 0,6524 pour le SDAM et 0,6728 pour le HDDS. Les ménages sont ensuite classés en quatre niveaux de vulnérabilité par K-means. Sur cette base, 55,34 % des ménages sont en situation d'insécurité alimentaire, contre 31,1 % selon la FIES seule, soit un différentiel de 24 points qui atteste de l'apport de l'approche multidimensionnelle. La distribution croisée des variables explicatives selon le niveau d'insécurité alimentaire est présentée dans le Tableau 3.

Tableau 3 : La statistique descriptive croisée des variables explicatives

Variables explicatives	Modalités	Insécurité alimentaire sévère (%)	Insécurité alimentaire modérée (%)
Qualité du sol	Mauvaise qualité	19,94%	32,67%
	Bonne qualité	6,01%	18,99%
Qualité du toit	Mauvaise qualité	22,68%	36,90%
	Bonne qualité	7,08%	19,80%
Usage d'électricité	Pas d'usage solaire/groupe	9,41%	21,82%
	Usage solaire/groupe	7,61%	23,14%
Accès au réseau électrique	Pas d'accès	14,91%	31,94%
	Accès	5,89%	16,52%
Évacuation des excréments	Non hygiénique	12,59%	28,85%
	Hygiénique	5,56%	15,06%
Évacuation des eaux usées	Non hygiénique	10,52%	25,06%
	Hygiénique	4,46%	12,04%
Niveau d'éducation	Aucun niveau	10,48%	24,44%
	Primaire	7,50%	21,29%
	Secondaire	4,41%	13,98%
	Supérieur	2,19%	5,65%
Genre du CM	Masculin	9,34%	22,86%
	Féminin	8,44%	19,52%
Choc climatique	Aucun choc	8,04%	20,43%
	Faible	14,96%	27,51%
	Modéré	16,11%	32,62%
	Sévère	7,48%	28,23%
Choc économique	Aucun choc	9,27%	18,98%
	Modéré	9,17%	24,85%
	Sévère	7,98%	33,14%
Choc sanitaire	Aucun choc	8,40%	21,37%
	Modéré	10,90%	19,71%
	Sévère	11,90%	27,84%
Filets de sécurité	Sans protection	15,76%	30,97%
	Modérée	5,81%	17,87%
Maladie récente (30j)	Non	8,79%	21,61%
	Oui	10,38%	23,69%
Ménage agricole	Non agricole	8,27%	19,61%
	Agricole	12%	30,36%

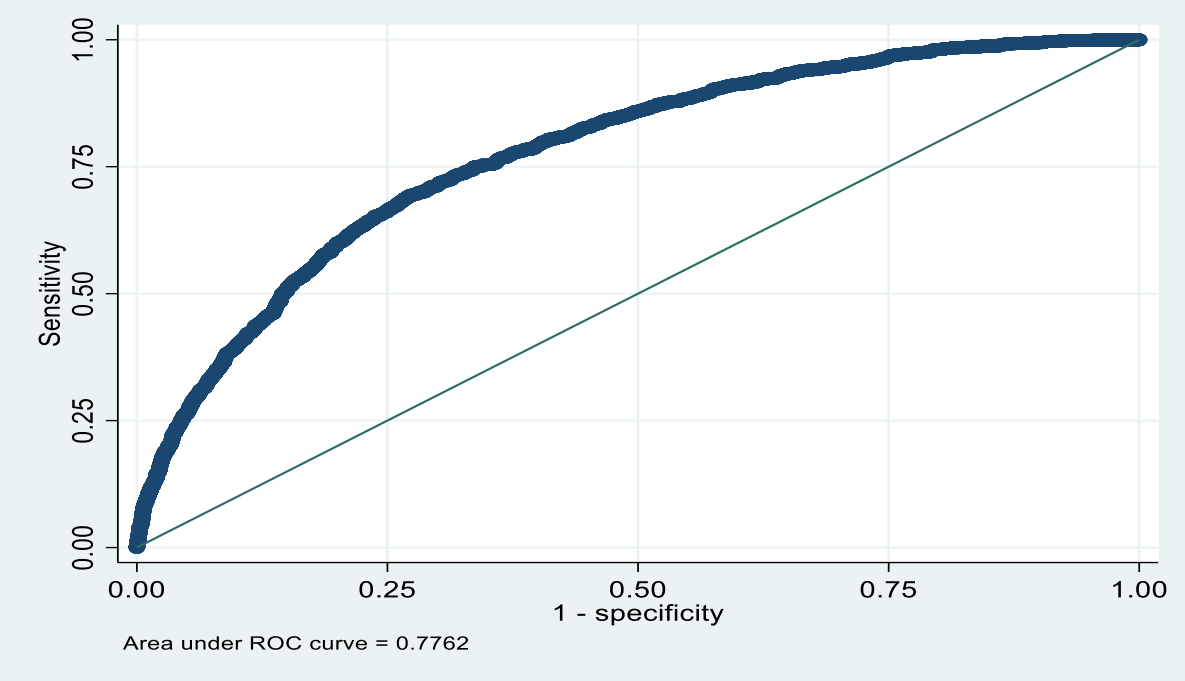
Source : Auteurs, à partir des données EHCVM 2021/2022.

3.1. Performance globale du modèle et qualité prédictive

Le modèle logit binaire est estimé sur 63 530 observations pondérées, avec une variable dépendante dont la moyenne s'établit à 0,311 indiquant que 31,1 % des ménages de l'échantillon

sont classés en situation d'insécurité alimentaire selon la FIES. La statistique du rapport de vraisemblance est significative au seuil de 1%.

Figure 1 : évaluation de la qualité prédictive du modèle (ROC)



Source : Auteur, résultats des estimations

La qualité prédictive du modèle, évaluée par la courbe ROC (Figure 1 ci-dessus), donne une Aire Sous la Courbe (AUC) de 77,62 %, soit une capacité discriminante acceptable du modèle à distinguer les ménages en situation de sécurité et d'insécurité alimentaire selon les seuils usuels (Hosmer et Lemeshow, 2000). Ces indicateurs attestent de la robustesse analytique du modèle retenu.

Les résultats détaillés du modèle probit alternatif (voir tableau 6 en annexe) montrent une stabilité des estimations. Les effets marginaux issus du probit et du logit sont quasi-identiques en signe, en significativité et en ordre de grandeur pour l'ensemble des variables ce qui valide le choix du modèle logit comme spécification principale. Le tableau 4 ci-dessous présente les effets marginaux moyens (Average Marginal Effects) du modèle logit principal. Ils sont interprétés comme la variation moyenne de la probabilité d'être en situation d'insécurité alimentaire associée à une variation unitaire de chaque variable explicative, toutes choses égales par ailleurs.

Tableau 4 : effets marginaux moyens du modèle logit

Variables	(dy/dx)	SE	z	p-value	IC95% bas	IC95% haut	sig
Facteurs économiques							
Log dépense alimentaire	-0,1123387	0,0071323	-15,75	0,000	-0,1263177	-0,0983598	***
Dépense non alimentaire	-0,007815	0,000406	-19,25	0,000	-0,0086108	-0,0070192	***
Ratio d'Engel	0,1579763	0,0267514	5,91	0,000	0,1055445	0,2104082	***
Conditions de logement et infrastructures							
Qualité du sol	-0,0525556	0,0043083	-12,2	0,000	-0,0609997	-0,0441115	***
Qualité du toit	-0,0583591	0,0053993	-10,81	0,000	-0,0689415	-0,0477767	***
Accès électricité (groupe/solaire)	-0,0838144	0,0047401	-17,68	0,000	-0,0931048	-0,0745239	***
Accès réseau électrique	-0,0194813	0,0044799	-4,35	0,000	-0,0282617	-0,0107009	***
Evacuations des excréments	-0,038343	0,0038446	-9,97	0,000	-0,0458783	-0,0308076	***
Evacuations des eaux usées	-0,0507964	0,0050043	-10,15	0,000	-0,0606047	-0,0409881	***
Caractéristiques socio-démographiques							
Âge du chef CM	0,0083416	0,0008735	9,55	0,000	0,0066295	0,0100536	***
Âge² du chef CM	-0,0000753	0,0000078	-9,64	0,000	-0,0000906	-0,00006	***
Taille du ménage	-0,0018662	0,0006365	-2,93	0,003	-0,0031138	-0,0006186	***
Éducation du chef CM	-0,0185026	0,0012352	-14,98	0,000	-0,0209235	-0,0160817	***
Genre féminin	0,0219391	0,0042014	5,22	0,000	0,0137046	0,0301736	***
Disparités territoriales (réf. : Kédougou)							
Saint-Louis-Matam	0,0399635	0,0084364	4,74	0,000	0,0234284	0,0564985	***
Thiès-Diourbel-Louga	-0,0218072	0,0079497	-2,74	0,006	-0,0373883	-0,0062261	***
Kaolack-Fatick-Kaffrine	-0,0491309	0,0077682	-6,32	0,000	-0,0643562	-0,0339056	***
Ziguinchor-Tamba-Kolda-Sédhiou	0,0411351	0,007647	5,38	0,000	0,0261472	0,0561229	***
Dakar	0,1417518	0,0100979	14,04	0,000	0,1219603	0,1615432	***
Vulnérabilité et protection sociale							
Choc climatique	0,0169903	0,0022954	7,4	0,000	0,0124913	0,0214892	***
Choc économique	0,0277644	0,0014832	18,72	0,000	0,0248574	0,0306714	***
Choc sanitaire	0,049214	0,002318	21,23	0,000	0,0446708	0,0537572	***
Filets de sécurité	-0,0121469	0,0016757	-7,25	0,000	-0,0154312	-0,0088627	***
Maladie récente	0,033612	0,0040627	8,27	0,000	0,0256491	0,0415748	***
Ménage agricole	-0,0108117	0,0041675	-2,59	0,009	-0,01898	-0,0026435	***

Note : *** p < 0,01 ; ** p < 0,05 ; * p < 0,1. Effets marginaux moyens (AME) estimés après régression logistique binaire par maximum de vraisemblance, avec pondérations d'enquête. Référence territoriale : Kédougou. Référence de sexe : chef de ménage masculin.

Source : Auteurs, résultats des estimations

3.1.1. Tests de robustesse

Trois tests de robustesse sont conduits afin de valider la stabilité des résultats. Premièrement, une spécification alternative par modèle probit est estimée afin d'évaluer la sensibilité des résultats au choix de la distribution sous-jacente de l'erreur. Le modèle logit suppose en effet une distribution logistique de l'aléa, tandis que le modèle probit retient une distribution normale standard ; comparer les deux spécifications permet de s'assurer que les conclusions ne sont pas artefactuelles. Les effets marginaux issus du modèle probit (Tableau 6 en annexe) sont qualitativement identiques à ceux du logit : les signes, la significativité statistique et l'ordre de grandeur des effets sont préservés pour l'ensemble des variables, ce qui atteste de la robustesse des estimations au choix de la spécification.

Deuxièmement, la qualité prédictive du modèle est évaluée par la courbe ROC (*Receiver Operating Characteristic*). Estimé sur 63 530 observations pondérées, le modèle présente une aire sous la courbe (AUC) de 77,62 %, ce qui indique une capacité discriminante satisfaisante à distinguer les ménages en situation d'insécurité alimentaire de ceux qui ne le sont pas, conformément aux seuils usuels de la littérature (Hosmer et Lemeshow, 2000).

Troisièmement, un test de spécification (*linktest*) est réalisé afin de détecter d'éventuelles erreurs de spécification fonctionnelle. Ce test, présenté au Tableau 6 en annexe, vérifie que le prédicteur linéaire est correctement spécifié : si le modèle est bien spécifié, la variable prédite (_hat) doit être significative et son terme quadratique (_hatsq) ne doit pas l'être. Les résultats confirment cette configuration : _hat est hautement significatif, tandis que _hatsq ne l'est pas au seuil de 5 % (p = 0,099), suggérant l'absence d'erreurs de spécification majeures.

L'ensemble de ces tests confirme la robustesse des estimations, la validité de la spécification retenue et la bonne performance prédictive du modèle.

3.2. Discussion des résultats

3.2.1. Facteurs économiques

Les dépenses alimentaires par tête constituent, de loin, le déterminant le plus puissant de la sécurité alimentaire dans le modèle estimé. Une hausse de 1 % des dépenses alimentaires par tête réduirait en moyenne la probabilité d'insécurité alimentaire de 11,2 points de pourcentage. L'amplitude de cet effet, nettement supérieure à celle de toutes les autres variables du modèle, confirme que la contrainte de revenu demeure le premier vecteur de vulnérabilité alimentaire au Sénégal, en cohérence avec les analyses théoriques de Sen (1981) sur les droits d'accès à l'alimentation et les travaux empiriques de Günther et Harttgen (2009) en Afrique subsaharienne.

Le ratio d'Engel exerce quant à lui un effet aggravant significatif : chaque point de pourcentage supplémentaire de la part du budget consacrée à l'alimentation accroît la probabilité d'insécurité alimentaire de 0,78 point. Ce résultat traduit une fragilité budgétaire structurelle : les ménages qui allouent une fraction élevée de leurs ressources à l'alimentation ne disposent pratiquement d'aucune marge d'ajustement face à une hausse des prix ou à une baisse de revenus, ce qui les expose davantage aux épisodes de privation alimentaire (Sassi, 2017 ; Diouf et Barry, 2014).

3.2.2. Caractéristiques socio-démographiques

Le modèle met en évidence une relation linéaire, négative et statistiquement significative entre la taille du ménage et la probabilité d'insécurité alimentaire. Le coefficient associé à la variable taille du ménage est de -0,0019, montrant qu'une augmentation d'un membre supplémentaire du ménage est associée, en moyenne, à une légère diminution de la probabilité d'insécurité alimentaire. Les ménages de taille plus importante peuvent bénéficier de mécanismes de mutualisation des ressources, de partage des charges et d'économies d'échelle dans la consommation, susceptibles de renforcer leur capacité de résilience face aux situations d'insécurité alimentaire. Même si l'effet estimé reste toutefois de faible ampleur, la taille du ménage constitue un déterminant secondaire comparativement à d'autres facteurs structurels du modèle.

Ce résultat nuance certaines conclusions de la littérature qui associent de manière systématique la taille du ménage à une vulnérabilité accrue (Burchi et De Muro, 2016 ; Shair et al., 2024), en montrant qu'à caractéristiques observées constantes, la taille du ménage présente un effet faiblement négatif sur la probabilité d'insécurité alimentaire dans ce contexte empirique. La relation entre l'âge du chef de ménage et l'insécurité alimentaire est elle aussi non linéaire. L'effet marginal de l'âge est positif (0,83) et significatif, tandis que le terme quadratique est négatif, décrivant un profil en cloche caractérisé par une probabilité d'insécurité alimentaire qui croît avec l'âge jusqu'à un point d'inflexion, au-delà duquel elle décroît. Ce résultat peut s'interpréter comme reflétant l'accumulation progressive d'actifs et de capital social chez les chefs de ménage plus âgés, qui leur confère une meilleure capacité de résilience (Tandia et Dème, 2008).

Chaque niveau d'éducation supplémentaire du chef de ménage réduit la probabilité d'insécurité alimentaire de 1,85 point. Ce résultat confirme le rôle central du capital humain comme facteur de protection alimentaire, en facilitant la diversification des sources de revenus, l'adoption de pratiques alimentaires optimales et l'accès à l'information nutritionnelle (Fall et Gueye, 2009 ; Hoddinott, 2012). L'ampleur de cet effet est cohérente avec les estimations de Guyalo (2025)

pour l'Éthiopie et de Msalilwa et Wang (2024) pour la Tanzanie, ce qui suggère une généralité de ce résultat dans les contextes africains. Les ménages dirigés par une femme présentent une probabilité d'insécurité alimentaire supérieure de 2,19 points par rapport aux ménages dirigés par un homme. Cet écart, bien que modéré en niveau, reflète des inégalités structurelles persistantes en matière d'accès à la terre, au crédit agricole et aux opportunités économiques formelles (Doss et al., 2015 ; Agarwal, 2010). Il convient toutefois de noter que cet effet net est obtenu après contrôle du niveau d'éducation, du revenu et de la zone de résidence, ce qui indique que la pénalité de genre ne se réduit pas à des différences de capital humain ou de localisation géographique.

3.2.3. Conditions de logement et accès aux infrastructures

La qualité de l'habitat exerce un effet protecteur statistiquement robuste et économiquement substantiel. Résider dans un logement avec sol en matériaux définitifs réduit la probabilité d'insécurité alimentaire de 5,5 points ; un toit en matériaux définitifs la réduit de 5,8 points. Ces effets sont d'ampleur comparable à celle de l'éducation et des chocs, ce qui souligne que la qualité du logement n'est pas un simple proxy du revenu, mais un facteur indépendant agissant sur les conditions sanitaires, la conservation des aliments et la résilience face aux aléas climatiques (Sahn et Stifel, 2003 ; Tchibindat et al., 2023).

L'accès à une source d'électricité autonome (groupe électrogène ou panneau solaire) réduit la probabilité d'insécurité alimentaire de 8,3 points, tandis que le raccordement au réseau national la réduit de 1,95 points. L'effet plus important de l'électricité autonome mérite attention : dans les zones rurales mal desservies par le réseau, les ménages disposant d'une source autonome bénéficient d'une capacité de réfrigération, de transformation et de stockage des denrées alimentaires qui réduit substantiellement les pertes post-récolte et améliore la qualité nutritionnelle (Faye et Ndoye, 2016). L'écart d'ampleur entre les deux types d'accès reflète probablement aussi une hétérogénéité de profils socio-économiques entre les deux groupes que les variables de contrôle ne capturent pas entièrement. L'accès à un système d'évacuation des eaux usées réduit la probabilité d'insécurité alimentaire de 5,08 points, et l'accès à un système d'évacuation des excréments de 3,8 points. Ces résultats confirment le lien direct entre conditions sanitaires, santé des membres du ménage et sécurité nutritionnelle : une mauvaise hygiène environnementale accroît la prévalence des maladies infectieuses et parasitaires, qui réduisent l'absorption des nutriments et la capacité de travail productive (UNICEF, 2019 ; Lestienne et al., 2024). L'ensemble de ces résultats sur les infrastructures corrobore les conclusions de Tchibindat et al. (2023) et de Cronin et al. (2023) pour l'Afrique de l'Ouest.

3.2.4. Exposition aux chocs

Les chocs exogènes apparaissent comme des déterminants majeurs et statistiquement robustes de l'insécurité alimentaire, avec des effets positifs et différenciés selon leur nature. Les chocs climatiques augmentent la probabilité d'insécurité alimentaire de 1,70 point de pourcentage, traduisant la forte sensibilité des ménages aux aléas environnementaux, notamment dans les zones dépendantes de l'agriculture pluviale. Les chocs économiques accroissent cette probabilité de 2,78 points ; ce qui confirme le rôle central des contraintes de revenus et des fluctuations de prix dans la détérioration de l'accès à l'alimentation. L'effet le plus marqué est observé pour les chocs sanitaires, qui augmentent la probabilité d'insécurité alimentaire de 4,92 points.

La survenue d'une maladie récente dans le ménage accroît la probabilité d'insécurité alimentaire de 3,36 points**.** Cet effet s'explique par un double mécanisme : d'une part, la réduction de la capacité productive des membres du ménage, entraînant une baisse des revenus ; d'autre part, l'augmentation des dépenses de santé, qui réduit la part du budget disponible pour l'alimentation (Barrett, 2010). Par ailleurs, la participation à des programmes de filets de sécurité réduit la probabilité d'insécurité alimentaire de 1,21 point de pourcentage. Ce résultat confirme le rôle protecteur des mécanismes de protection sociale dans l'atténuation de la vulnérabilité des ménages face aux chocs économiques et sanitaires. Il rejoint les conclusions de la FAO (2015) et de la World Bank (2018), qui soulignent que les transferts sociaux et dispositifs de soutien contribuent à améliorer l'accès économique à l'alimentation et à renforcer la résilience des ménages vulnérables

3.2.5. Disparités territoriales

Les effets fixes régionaux révèlent des disparités territoriales substantielles, avec un résultat contre-intuitif qui mérite une attention particulière. Par rapport à la région de référence (Kédougou), les zones de Ziguinchor, Tambacounda, Kolda et Sédhiou (4,11 points) et de Saint-Louis - Matam (4 points) présentent une vulnérabilité accrue, cohérente avec leurs vulnérabilités structurelles connues : dépendance à l'agriculture pluviale, enclavement et faiblesse des infrastructures économiques. À l'inverse, les zones de Kaolack, Fatick et Kaffrine (-4,91 points) et de Thiès, Diourbel et Louga (-2,18 points) présentent une probabilité d'insécurité alimentaire inférieure à la référence. Le résultat le plus saillant est celui de Dakar, dont l'effet marginal est de +14,18 points, le plus élevé de toutes les zones géographiques. Ce résultat constitue un paradoxe apparent : les statistiques descriptives placent Dakar comme la région la moins affectée par l'insécurité alimentaire (22 % en valeur brute).

Cependant, à caractéristiques socio-économiques, infrastructurelles et démographiques comparables, les ménages dakarois présentent une probabilité d'insécurité alimentaire significativement plus élevée que la référence. Ce paradoxe illustre classiquement le biais de composition des statistiques descriptives : les ménages dakarois ont en moyenne un niveau d'éducation, un revenu et un accès aux infrastructures supérieurs à ceux des autres régions, ce qui tire leur taux brut d'insécurité alimentaire vers le bas. Une fois ces avantages neutralisés, l'effet net de résider à Dakar est défavorable, reflétant la forte dépendance des ménages urbains pauvres aux marchés alimentaires, l'exposition aux fluctuations des prix, et le coût de la vie structurellement plus élevé dans la capitale (Crush et Frayne, 2020 ; Battersby, 2022 ; FAO, 2018). Ce résultat rejoint les conclusions de Resnick (2023) sur la vulnérabilité alimentaire urbaine en Afrique subsaharienne, et illustre l'importance analytique des approches multivariées par rapport aux comparaisons descriptives brutes.

Ce résultat s'inscrit dans une tendance documentée à l'échelle internationale. Battersby (2022) montre, à partir d'études menées dans plusieurs métropoles africaines (Nairobi, Accra, Cape Town), que les ménages urbains pauvres sont systématiquement sous-identifiés par les indicateurs agrégés de sécurité alimentaire en raison de l'effet de composition que nous observons ici. De même, Crush et Frayne (2010) établissent, sur un panel de onze villes d'Afrique australe et orientale, que la dépendance aux marchés informels et la volatilité des prix constituent les principaux vecteurs de vulnérabilité alimentaire urbaine. Ce résultat constitue un mécanisme directement transposable au cas de Dakar. Enfin, Resnick (2023) souligne que les filets de protection sociale urbains restent structurellement sous-dimensionnés par rapport aux besoins réels, précisément parce que la vulnérabilité urbaine est rendue invisible par les statistiques descriptives brutes. L'ensemble de ces convergences démontre que le paradoxe dakarois n'est pas une spécificité locale mais l'expression sénégalaise d'un phénomène général de vulnérabilité alimentaire urbaine structurelle. La prise en charge de ces ménages appelle une réorientation des politiques de protection sociale vers les ceux urbains pauvres dépendants des marchés.

3.2.6. Statut agricole

Le statut de ménage agricole réduit légèrement mais significativement la probabilité d'insécurité alimentaire 1,08 point, ce qui suggère un effet protecteur lié à l'autoproduction alimentaire. Ce résultat est cohérent avec Carletto et al. (2013) et Smith et Haddad (2015), qui montrent que l'agriculture familiale améliore la disponibilité alimentaire et la consommation des ménages. Il rejoint également les conclusions de Barrett (2010) et Headey et Ecker (2013),

selon lesquelles la production agricole réduit la dépendance aux marchés et renforce l'auto-assurance alimentaire des ménages ruraux. Toutefois, la faible ampleur de l'effet confirme les analyses de De Janvry et Sadoulet (2009) et FAO (2021), qui soulignent que l'agriculture de subsistance reste limitée par la faible productivité et la forte exposition aux chocs climatiques. Ainsi, l'agriculture constitue un facteur de résilience partiel mais non déterminant de la sécurité alimentaire.

Conclusion

Cette étude a analysé les déterminants de l'insécurité alimentaire des ménages au Sénégal en mobilisant les données de l'EHCVM 2021/2022 sur un échantillon de 63 530 observations pondérées. Deux contributions méthodologiques structurent l'approche : la construction d'un indice composite multidimensionnel combinant la Food Insecurity Experience Scale (FIES) et le ratio d'Engel, et l'estimation d'un modèle logit binaire dont la qualité prédictive est attestée par une AUC de 77,62 %, traduisant une capacité discriminante satisfaisante du modèle à distinguer les ménages en situation de sécurité et d'insécurité alimentaire. La convergence des estimations logit et probit renforce la confiance dans la robustesse des résultats. Les résultats mettent en évidence une architecture causale multidimensionnelle dans laquelle trois enseignements méritent d'être soulignés au regard de la littérature existante. Premièrement, si le revenu, mesuré par les dépenses alimentaires par tête, demeure le déterminant dominant de la sécurité alimentaire, les effets indépendants et statistiquement robustes de l'accès à l'électricité, de la qualité du logement et des conditions sanitaires indiquent que la réduction de la pauvreté monétaire constitue une condition nécessaire mais non suffisante pour améliorer la sécurité alimentaire. Ce résultat plaide pour des politiques publiques intégrées allant au-delà des seuls transferts monétaires, en associant investissements infrastructurels et interventions sociales ciblées. Deuxièmement, les effets non linéaires de l'âge du chef de ménage, captés par l'introduction de termes quadratiques, constituent une contribution empirique nouvelle à la littérature sénégalaise : ils révèlent l'existence de seuils critiques au-delà desquels les contraintes liées à l'âge deviennent nettement aggravantes, ce qui appelle un ciblage plus fin des programmes d'assistance alimentaire. Troisièmement, le paradoxe de la vulnérabilité urbaine à Dakar dont le taux brut d'insécurité alimentaire est le plus faible du pays, mais dont l'effet net en régression contrôlée est le plus fortement positif, illustre les biais analytiques inhérents aux comparaisons descriptives brutes et souligne l'urgence d'adapter les dispositifs de protection sociale aux formes spécifiques de vulnérabilité que génèrent la dépendance aux marchés et le coût de la vie en milieu urbain. Ces résultats s'inscrivent dans une tendance plus

large documentée en Afrique subsaharienne (Guyalo, 2025 ; Msalilwa et Wang, 2024 ; Battersby, 2022), tout en révélant des spécificités contextuelles propres au Sénégal qui méritent d'être approfondies.

Sur le plan des implications pour les politiques publiques, les résultats suggèrent que la réduction durable de l'insécurité alimentaire au Sénégal requiert une action simultanée sur plusieurs fronts : élargissement de l'accès à l'électricité et à l'assainissement dans les zones mal desservies, renforcement du capital humain par l'éducation formelle et non formelle, autonomisation économique des ménages dirigés par des femmes, et consolidation des mécanismes de protection contre les chocs covariants. Ces orientations sont cohérentes avec les engagements du Sénégal dans le cadre de l'Objectif de Développement Durable (ODD 2 - Faim Zéro).

Cette étude comporte néanmoins plusieurs limites qu'il convient de mentionner. D'abord, la nature transversale des données EHCVM ne permet pas d'établir de relations causales au sens strict : les associations documentées sont robustes sur le plan statistique mais ne peuvent être interprétées comme des effets causaux en l'absence de données longitudinales ou d'une stratégie d'identification adaptée. Ensuite, la mesure FIES repose sur des déclarations subjectives des ménages, susceptibles d'être affectées par des biais de désirabilité sociale ou de rappel, ce qui peut conduire à une sous-estimation de l'insécurité alimentaire effective, notamment dans certains contextes culturels. Par ailleurs, l'endogénéité potentielle de certaines variables explicatives, en particulier le ratio d'Engel et les dépenses alimentaires par tête, n'a pu être entièrement résolue faute d'instruments satisfaisants disponibles dans les données. Enfin, l'analyse ne prend pas en compte les dimensions dynamiques de la vulnérabilité alimentaire, notamment la saisonnalité et les trajectoires de ménages dans le temps. Ces limites ouvrent des perspectives de recherche futures, notamment l'exploitation de données de panel lorsqu'elles seront disponibles, le recours à des designs quasi-expérimentaux pour identifier les effets causaux des infrastructures sur la sécurité alimentaire, et l'exploration des interactions entre changement climatique et vulnérabilité alimentaire dans le contexte sénégalais.

Références bibliographiques

Agarwal, B. (2010). Gender and green governance: The political economy of women's presence within and beyond community forestry. Oxford University Press. https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780199569687.001.0001.

Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie (ANSD). (2023). Enquête harmonisée sur les conditions de vie des ménages (EHCVM 2021/2022). ANSD. https://www.ansd.sn.

Alkire, S., & Foster, J. (2011). Counting and multidimensional poverty measurement. Journal of Public Economics, 95(7–8), 476–487. https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2010.11.006.

Alkire, S., & Foster, J. (2011). Counting and multidimensional poverty measurement. Journal of Public Economics, 95(7–8), 476–487. https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2010.11.006.

Amare, M., Abay, K. A., Tiberti, L., & Chamberlin, J. (2021). COVID-19 and food security: Panel data evidence from Nigeria. Food Policy, 101, 102099. https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2021.102099.

Barrett, C. B. (2010). Measuring food insecurity. Science, 327(5967), 825–828. https://doi.org/10.1126/science.1182768.

Battersby, J. (2022). Urban food insecurity: A neglected development challenge. Food Security, 14, 1–15. https://doi.org/10.1007/s12571-021-01204-9.

Bolingo, J.-P. N. (2021). Analyse des déterminants de l'insécurité alimentaire en milieu urbain et rural congolais. ResearchGate. https://www.researchgate.net/publication/356467219.

Burchi, F., & De Muro, P. (2016). From food availability to nutritional capabilities: Advancing food security analysis. Food Policy, 60(C), 10–19. https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2015.03.008

Cafiero, C., Viviani, S., & Nord, M. (2018). Food security measurement in a global context: The Food Insecurity Experience Scale. Measurement, 116, 146–152. https://doi.org/10.1016/j.measurement.2017.10.065.

Carletto, C., Zezza, A., & Banerjee, R. (2013). Towards better measurement of household food security: Harmonizing indicators and the role of household surveys. Food Policy, 42, 117–130. https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2013.01.011.

CIRAD. (2025). AgroEco2050 Sénégal : rapport prospectif sur l'agriculture et la sécurité alimentaire. CIRAD. https://www.cirad.fr.

Crush, J., & Frayne, B. (2010). Urban food insecurity and the new international food security agenda. Development Southern Africa, 27(4), 527–544. https://doi.org/10.1080/0376835X.2010.508585.

Diagne, M. (2020). Évaluation des politiques de sécurité alimentaire au Sénégal. Revue africaine d'économie.

Diallo, A., Ba, S., & Sène, K. (2010). Facteurs sociodémographiques et sécurité alimentaire au Sénégal. Revue sénégalaise d'économie appliquée, 14(1), 23–39.

Diouf, M., & Barry, N. (2014). Structure des dépenses alimentaires et pauvreté au Sénégal. Revue africaine de socio-économie, 8(1), 88–102.

Doss, C., Kovarik, C., Peterman, A., Quisumbing, A., & van den Bold, M. (2015). Gender inequalities in ownership and control of land in Africa: Myth and reality. World Development, 70, 243–255. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2014.12.003.

Dzanku, F. M. (2022). Food security and household welfare in Sub-Saharan Africa. World Development, 152, 105850. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2022.105850.

FAO. (2016). Voices of the hungry: The Food Insecurity Experience Scale. Food and Agriculture Organization of the United Nations. https://www.fao.org/in-action/voices-of-the-hungry/fies/en/.

Food and Agriculture Organization (FAO). (2016). Voices of the hungry: The Food Insecurity Experience Scale. FAO. https://www.fao.org/in-action/voices-of-the-hungry/fies/en/.

Food and Agriculture Organization (FAO). (2021). The state of food and agriculture 2021: Making agrifood systems more resilient to shocks and stresses. FAO. https://doi.org/10.4060/cb4476en.

Food and Agriculture Organization (FAO). (2023). The state of food security and nutrition in the world 2023. FAO. https://doi.org/10.4060/cc3017en.

Food and Agriculture Organization (FAO). (2024). The state of food security and nutrition in the world 2024. FAO. https://doi.org/10.4060/cd1254en.

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, 61–94. https://doi.org/10.1007/s11205-017-1832-9.

Günther, I., & Harttgen, K. (2009). Estimating households' vulnerability to idiosyncratic and covariate shocks: A novel method applied in Madagascar. World Development, 37(7), 1222–1234. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2008.11.006.

Guyalo, A. K. (2025). Food security and its determinants among rural households in Gambella region, Ethiopia. Cogent Economics & Finance, 13(1). https://doi.org/10.1080/23322039.2025.2484651.

Headey, D., & Ruel, M. (2022). Food security and nutrition: Revisiting the debate on metrics, measurement, and drivers. Annual Review of Resource Economics, 14, 273–293. https://doi.org/10.1146/annurev-resource-100518-093738.

Headey, D., & Ruel, M. (2022). Food security and nutrition: Revisiting the debate on metrics, measurement, and drivers. Annual Review of Resource Economics, 14, 273–293. https://doi.org/10.1146/annurev-resource-100518-093738.

Hoddinott, J. (2012). Agriculture, health, and nutrition: Toward conceptualizing the linkages. In S. Fan & R. Pandya-Lorch (Eds.), Reshaping agriculture for nutrition and health (pp. 13–20). IFPRI. https://doi.org/10.2499/9780896296732.

Hoddinott, J., Headey, D., & Dereje, M. (2015). Cows, missing milk markets, and nutrition in rural Ethiopia. Journal of Development Studies, 51(8), 958–975. https://doi.org/10.1080/00220388.2015.1018903.

Jolliffe, I. T. (2002). Principal component analysis (2nd ed.). Springer. https://doi.org/10.1007/b98835.

Lestienne, I., Spigt, M., Giet, D., Dochez, C., & Donneau, A.-F. (2024). Food insecurity and WASH services in West Africa. Public Health Nutrition.

Msalilwa, S., & Wang, W. (2024). Determinants of household food insecurity in rural Tanzania. Journal of Agriculture and Food Research, 15, 100934. https://doi.org/10.1016/j.jafr.2023.100934.

Ndiaye, A., & Diallo, B. (2024). Impact des chocs agro-climatiques sur la sécurité alimentaire des ménages ruraux au Sénégal. African Journal of Agricultural and Resource Economics, 19(1), 99–110. https://ageconsearch.umn.edu/record/344697.

Niang, A., Sow, A., Traoré, I., & Diop, M. (2014). Changement climatique et agriculture au Sénégal. Cahiers Agricultures, 23(1), 16–24. https://doi.org/10.1684/agr.2014.0681.

Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD). (2008). Handbook on constructing composite indicators: Methodology and user guide. OECD Publishing. https://doi.org/10.1787/9789264043466-en.

Programme Alimentaire Mondial (PAM). (2017). Comprehensive food security and vulnerability analysis (CFSVA): Guidelines. WFP. https://www.wfp.org/publications/comprehensive-food-security-vulnerability-analysis-guidelines.

Programme Alimentaire Mondial (PAM). (2023). Global report on food crises 2023. WFP. https://www.wfp.org/publications/global-report-food-crises-2023.

Resnick, D. (2023). Urban governance and food systems in Africa. World Development, 160, 106084. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2022.106084.

Sahn, D., & Stifel, D. (2003). Urban-rural inequality in living standards in Africa. Journal of African Economies, 12(4), 564–597. https://doi.org/10.1093/jae/ejg018.

Sassi, M. (2017). Understanding food insecurity: Key features, indicators, and response design. Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-319-57865-8.

Sen, A. (1981). Poverty and famines: An essay on entitlement and deprivation. Clarendon Press. https://doi.org/10.1093/0198284632.001.0001.

Sen, A. (1981). Poverty and famines: An essay on entitlement and deprivation. Clarendon Press. https://doi.org/10.1093/0198284632.001.0001.

Sène, M., & Ndiaye, A. (2022). Dépendance aux importations alimentaires et souveraineté alimentaire au Sénégal. Revue d'économie du développement.

Shair, W., Afzal, H., & Ahmad, A. (2024). Exploring the determinants of food insecurity in Pakistan. Pakistan Journal of Humanities and Social Sciences, 12(3), 2681–2689. https://doi.org/10.52131/pjhss.2024.v12i3.2620.

Siewe Pougoue, E. B., Nyore, N., & Goudoum, A. (2023). La sécurité alimentaire au Nord Cameroun. New Medit. https://doi.org/10.30682/nm2304b.

Smith, L. C., & Haddad, L. (2015). Reducing child undernutrition: Past drivers and priorities for the post-MDG era. World Development, 68, 180–204. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2014.11.014.

Tchibindat, F., Gernand, A. D., & Ndiaye, O. (2023). Food insecurity and housing conditions in West Africa. Lancet Regional Health – Africa.

World Bank. (2023). Food security update. World Bank. https://www.worldbank.org/en/topic/agriculture/brief/food-security-update.

World Bank. (2024). Poverty and equity brief: Sub-Saharan Africa. World Bank. https://www.worldbank.org/en/topic/poverty/publication/poverty-and-equity-briefs.

ANNEXE

Tableau 5 : test de multicolinéarité entre les variables (VIF)

	VIF	1/VIF
Log dépense alimentaire	4,007	0,25
Dépense non alimentaire	4,551	0,22
Ratio d'Engel	3,041	0,329
Qualité du sol	1,489	0,672
Qualité du toit	1,566	0,638
Accès électricité (groupe/solaire)	1,278	0,783
Accès réseau électrique	2,066	0,484
Evacuations des excréments	1,453	0,688
Evacuations des eaux usées	1,352	0,74
Âge du chef CM	45,424	0,022
Âge² du chef CM	45,564	0,022
Taille du ménage	3,349	0,299
Éducation du chef CM	1,309	0,764
Genre féminin	1,166	0,858
Saint-Louis–Matam	3,352	0,298
Thiès–Diourbel–Louga	4,395	0,228
Kaolack–Fatick–Kaffrine	4,069	0,246
Ziguinchor–Tamba–Kolda–Sédhiou	4,393	0,228
Dakar	3,084	0,324
Choc climatique	1,11	0,901
Choc économique	1,077	0,928
Choc sanitaire	1,031	0,97
Filets de sécurité	1,067	0,937
Maladie récente	1,029	0,972
Ménage agricole	1,301	0,768
Mean VIF	**5,741**	

Source : Auteur, résultats des estimations

Tableau 6 : résultats avec la régression logistique binaire

	Logit	Probit
VARIABLES	**fies_binaire**	**fies_binaire**
Log dépense alimentaire	-0,659***	-0,432***
	(0,0422)	(0,0243)
Dépense non alimentaire	-0,046***	-0,023***
	(0,002)	(0,001)
Ratio d'Engel	0,926***	0,747***
	(0,157)	(0,0910)
Qualité du sol	-0,308***	-0,189***
	(0,0254)	(0,0153)
Qualité du toit	-0,342***	-0,214***
	(0,0318)	(0,0193)
Accès électricité (groupe/solaire)	-0,491***	-0,301***
	(0,0280)	(0,0167)
Accès réseau électrique	-0,114***	-0,0752***
	(0,0263)	(0,0158)
Evacuations des excréments	-0,225***	-0,135***
	(0,0226)	(0,0133)
Evacuations des eaux usées	-0,298***	-0,170***
	(0,0294)	(0,0167)
Âge du chef CM	0,0489***	0,0280***
	(0,00514)	(0.00299)
Âge² du chef CM	-0,000441***	-0,000252***
	(4,59e-05)	(2,66e-05)
Taille du ménage	-0,0109***	-0,0105***
	(0,00374)	(0,00211)
Éducation du chef CM	-0,108***	-0,0615***
	(0,00727)	(0,00410)
Genre féminin	0,128***	0,0758***
	(0,0244)	(0,0143)
Saint-Louis–Matam	0,231***	0,129***
	(0,0495)	(0,0292)
Thiès–Diourbel–Louga	-0,132***	-0,0802***
	(0,0475)	(0,0280)
Kaolack–Fatick–Kaffrine	-0,305***	-0,182***
	(0,0469)	(0.0277)
Ziguinchor–Tamba–Kolda–Sédhiou	0,238***	0,143***
	(0,0451)	(0,0267)
Dakar	0,782***	0,444***
	(0,0576)	(0,0336)

Choc climatique	0,0996*** (0,0135)	0,0584*** (0,00797)
Choc économique	0,163*** (0,00878)	0,0948*** (0,00520)
Choc sanitaire	0,289*** (0,0138)	0,169*** (0,00809)
Filets de sécurité	-0,0712*** (0,00984)	-0,0411*** (0,00588)
Maladie récente	0,197*** (0,0239)	0,119*** (0,0141)
Ménage agricole	-0,0634*** (0,0244)	-0,0319** (0,0146)

Source : Auteur, résultats des estimations

Tableau 7 : Statistiques descriptives des variables continues

Variables	Moyenne	Écart-type	Min	Max
FIES_binaire	0,31	0,46	0	1
Log dépense alimentaire	12,31	0,56	9,97	14,8
Dépense non alimentaire	22,98532	17,09805	1,29749	199
Taille du ménage	11,98	6,71	1	53
Âge du chef CM	55,41	13,52	16	101

Source : Auteurs, à partir des données EHCVM 2021/2022.

Tableau 8 : Test de Linktest

Fies_binaire	Coefficient	Std. err.	z	P>z	[95% conf.	interval]
_hat	1,017248	0,0147042	69,18	0,000	0,9884285	1,046068
_hatsq	0,0114712	0,0069548	1,65	0,099	-0,0021601	0,0251024
_cons	-0,0039607	0,0116543	-0,34	0,734	-0,0268027	0,0188814

Source : Auteur, résultats des estimations