Revue Africaine des Sciences Sociales et de la Santé Publique, Volume 8 (2)
ISSN: 1987-071X e-ISSN 1987-1023
Received, 9 March 2026
Accepted, 10 July 2026
Published, 20 July 2026
https://www.revue-rasp.org
To cite: Mare, R. (2026). Instabilité statistique et biais conceptuels dans la mesure des femmes chefs de ménage en Afrique subsaharienne : analyse économétrique multiniveau sur données DHS harmonisées. *Revue Africaine des Sciences Sociales et de la Santé Publique, 8(2), pp.245-259.* https://doi.org/10.4314/rasp.v8i2.17

Research

Instabilité statistique et biais conceptuels dans la mesure des femmes chefs de ménage en Afrique subsaharienne : analyse économétrique multiniveau sur données DHS harmonisées

Statistical instability and conceptual biases in the measurement of female heads of household in sub-Saharan Africa: a multilevel econometric analysis on harmonized DHS data

Rodrigue MARÉ[1*]

[1] Tchiemba Consulting Group (TCG), Ouagadougou, Burkina Faso

***Correspondance :** E-mail: rodrigue.mare@tcg-expertise.com /rodriguemare01@gmail.com ; Tél : +226 76 80 16 41

Résumé

Les systèmes de suivi des Objectifs de Développement Durable, en particulier les cibles 5.5 et 5.6.1, recourent à la proportion de femmes chefs de ménage pour mesurer l'autonomisation des femmes. En Afrique, deux facteurs en limitent la portée : des pratiques déclaratives façonnées par les normes de genre et l'absence de définition harmonisée. Nous évaluons ici, sur des données transversales, la stabilité statistique et la validité concurrente de cet indicateur. La base réunit 165 724 ménages issus de 13 pays francophones d'Afrique subsaharienne (enquêtes DHS harmonisées). L'estimation repose sur un modèle logistique mixte généralisé à effets aléatoires inter-pays, assorti de plusieurs diagnostics de robustesse : comparaison de spécifications, jackknife, imputation multiple, bootstrap, et d'une analyse de sous-groupes régionaux. La proportion de femmes chefs s'étend de 13,6 % au Burkina Faso à 38,6 % en Mauritanie (coefficient de variation : 28,7 %) : l'hétérogénéité inter-pays est forte, et le découpage régional ne l'absorbe que pour partie. Le veuvage apparaît comme la caractéristique la plus étroitement liée à la chefferie féminine (odds ratio : 6,05 ; IC à 95 % : [5,69-6,44]), avec une stabilité remarquable d'une spécification à l'autre. Les données étant transversales, cette association n'établit aucune causalité ; elle s'inscrit néanmoins dans l'idée d'une chefferie qui traduit une vulnérabilité démographique plutôt qu'une autonomisation économique. Le lien avec l'accès aux services bancaires est pratiquement inexistant (r = -0,008) et demeure ténu une fois le PIB et l'IDH contrôlés, de quoi douter qu'un tel indicateur, pris isolément, mesure l'ODD 8.10. Un coefficient de corrélation intra-classe de 4,88 % justifie l'approche multiniveau. Ces constats appellent une redéfinition opérationnelle de l'indicateur, sa désagrégation systématique selon le statut matrimonial et, en lien avec les instituts statistiques africains, la mise au point d'outils multidimensionnels davantage adaptés aux réalités domestiques du continent.

Mots-clés : femme chef de ménage ; genre ; Afrique subsaharienne ; modèle logistique mixte ; autonomisation féminine ; enquêtes DHS ; ODD ; validité concurrente

Abstract

SDG monitoring frameworks, and targets 5.5 and 5.6.1 in particular, treat the proportion of female-headed households as a proxy for women's empowerment. Two features weaken this proxy in African settings: the influence of gender norms on declaration practices and the lack of a harmonised operational definition. Drawing on cross-sectional data, we assess the indicator's statistical stability and concurrent validity across a harmonised database of 165,724 households from 13 Francophone sub-Saharan African countries (DHS surveys). We fit a generalised linear mixed model with random country effects and assess its robustness through specification comparisons, jackknife, multiple imputation, and bootstrap, and add a regional subgroup analysis. Female headship ranges from 13.6% in Burkina Faso to 38.6% in Mauritania (CV = 28.7%); regional grouping absorbs only part of this wide between-country spread. Widowhood is by far the strongest correlate of female headship (OR: 6.05; 95% CI: [5.69-6.44]) and remains stable across specifications. The cross-sectional design rules out any causal reading, yet the pattern fits a view of headship as demographic vulnerability rather than economic empowerment. Its correlation with access to financial services is essentially nil (r = -0.008) and remains weak even after controlling for GDP and HDI, casting doubt on this single proxy as a measure of SDG 8.10. An ICC of 4.88% justifies the multilevel approach. The indicator, therefore, needs operational redefinition, systematic disaggregation by marital status and, together with African statistical offices, the development of multidimensional empowerment tools better attuned to the continent's domestic realities.

Keywords: female household head; gender; sub-Saharan Africa; mixed logistic model; women's empowerment; DHS surveys; SDGs; concurrent validity

1. Introduction

Au sein des systèmes statistiques africains, la proportion de femmes chefs de ménage sert de variable de référence : les grandes enquêtes harmonisées la mobilisent pour suivre l'autonomisation des femmes. Les enquêtes démographiques et de santé (DHS), les enquêtes en grappes à indicateurs multiples (MICS) et les enquêtes harmonisées sur les conditions de vie des ménages (EHCVM) en font un proxy des cibles 5.5 et 5.6.1 des Objectifs de Développement Durable (ODD), la première portant sur la participation des femmes aux décisions économiques, la seconde sur leur autonomie décisionnelle en matière reproductive. Ce recours prolonge une entreprise plus large de quantification du genre, engagée depuis les années 1990. Il n'a pas fait l'unanimité : plusieurs chercheur·e·s africain·e·s en sciences sociales (Pilon et Vignikin, 2006 ; Adjamagbo, Gastineau et Kpadonou, 2017 ; Cornwall et Rivas, 2015 ; Charmes, 2019) y voient l'application, mal ajustée, de catégories statistiques importées à des réalités domestiques qu'elles peinent à saisir.

Cette intense mobilisation statistique va paradoxalement de pair avec un examen trop rare de la validité conceptuelle et statistique de l'indicateur. Plusieurs travaux mettent en évidence des incohérences dans sa définition opérationnelle (Randall, Coast et Leone, 2011 ; Chant, 2003), des biais déclaratifs liés aux normes de genre (Buvinić et Furst-Nichols, 2016 ; Tourangeau et Yan, 2007) et des difficultés de comparabilité entre pays (Hancioglu et Arnold, 2013). La notion même de « chef de ménage » recouvre des réalités disparates (autorité économique, légitimité sociale ou simple statut déclaré), trois dimensions qui, dans les ménages africains pluriactifs ou polygames, ne se superposent pas toujours. Les enquêtes qualitatives d'Afrique de l'Ouest

mettent d'ailleurs en garde contre l'amalgame entre chefferie déclarée et pouvoir de décision réel : c'est de cette distinction que part notre étude, sans la tenir pour acquise.

Sans prétendre trancher le débat conceptuel plus vaste, cette étude s'attache aux propriétés statistiques de l'indicateur. Quatre objectifs la structurent : (1) mesurer la variabilité inter-pays et infra-régionale de la proportion de femmes chefs de ménage, puis en apprécier la significativité ; (2) repérer, à l'aide d'un modèle économétrique multiniveau, les caractéristiques associées à la chefferie féminine, tout en précisant ce qu'une lecture causale de ces associations ne saurait établir ; (3) confronter l'indicateur à des mesures indirectes d'autonomie économique pour en tester la validité concurrente, sans perdre de vue les limites propres à ces proxys ; (4) en tirer des recommandations opérationnelles pour réformer les systèmes statistiques de genre en Afrique.

Quatre résultats se dégagent : une forte instabilité statistique (coefficient de variation : 28,7 %), une association dominante avec le veuvage (odds ratio : 6,05), une corrélation quasi nulle avec la bancarisation (r = -0,008) et une hétérogénéité contextuelle marquée (CCI : 4,88 %) que le seul découpage régional ne résume pas. Réunis, ils invitent à la prudence quant à l'usage isolé de l'indicateur dans le suivi des ODD, sans pour autant en révéler les déterminants causaux.

2. Matériels et méthodes

2.1. Sources de données et constitution de l'échantillon

Les données sont tirées des vagues les plus récentes (2011-2021) des enquêtes DHS menées dans 13 pays francophones d'Afrique subsaharienne : Burkina Faso, Bénin, Centrafrique, Cameroun, Congo, Côte d'Ivoire, Gabon, Mauritanie, Mali, République Démocratique du Congo, Sénégal, Tchad et Togo. Trois raisons ont guidé ce choix : la cohérence institutionnelle des protocoles de collecte, l'existence de vagues récentes comparables et le souci de neutraliser les effets confondants liés aux régimes juridiques qui encadrent la notion de ménage. Financé par l'USAID et administré par ICF International, le programme DHS repose sur un plan de sondage probabiliste stratifié à deux degrés, garant de la représentativité nationale.

Les fichiers bruts ont été importés puis fusionnés au moyen d'un pipeline écrit en R 4.3.x, dont le détail technique figure en annexe. Après harmonisation, la base consolidée compte 165 724 ménages. Toutes les estimations appliquent les poids d'échantillonnage DHS (hv005/1 000 000).

2.2. Variables

2.2.1. Variable dépendante

La variable dépendante Y(i,j) vaut 1 lorsque le chef du ménage i dans le pays j est une femme (code DHS hv219 == 2), et 0 sinon. Sur 165 724 ménages, 40 772 (24,5 %) déclarent une femme à leur tête. Comme elle repose sur l'autodéclaration, cette variable prête à des biais tenant aux représentations de l'autorité domestique, d'autant plus vifs là où la norme patriarcale est forte (Tourangeau et Yan, 2007). Dans les DHS, la définition du chef de ménage mêle en effet trois dimensions qui ne se recouvrent pas nécessairement : la contribution économique principale,

l'autorité sociale reconnue et le statut déclaré au moment de l'enquête. C'est précisément cette dissociation que l'étude cherche à documenter, sans pouvoir la démêler entièrement à partir des seules données quantitatives.

2.2.2. Variables explicatives

Les variables explicatives relèvent de trois registres : démographique, socioéconomique et contextuel : âge du chef (continu, hv105_01) et son carré ; statut matrimonial (5 modalités, hv115_01) ; quintile de richesse (1 à 5, hv270) ; milieu de résidence (binaire, hv025) ; taille du ménage (continu, hv009) ; enfin, pour la validation concurrente, l'accès à un compte bancaire (hv247) et à un téléphone mobile (hv243a). Le pays entre comme effet aléatoire ; une variable de regroupement régional (Afrique de l'Ouest / Afrique centrale, d'après le découpage géographique des Nations Unies) est construite pour l'analyse de sous-groupes de la section 2.3.4.

2.3. Stratégie d'estimation économétrique

2.3.1. Modèle principal : régression logistique mixte (GLMM)

Nous estimons un modèle logistique mixte généralisé à effets aléatoires inter-pays (GLMM). Un tel modèle pèse d'un même mouvement les caractéristiques propres à chaque ménage et celles du contexte national, en tenant compte du fait que deux ménages d'un même pays se ressemblent plus que deux ménages de pays différents. Formellement :

$$logit[P(Y_{ij} = 1)] = \beta_0 + \beta_1 \cdot Âge_{ij} + \beta_2 \cdot Âge^2_{ij} + \beta_3 \cdot StatMat_{ij} + \beta_4 \cdot Richesse_{ij} + \beta_5 \cdot Urbain_{ij} + \beta_6 \cdot (Urbain \times Richesse)_{ij} + \mu_j + \varepsilon_{ij}$$

Le terme μ_j capte l'effet propre à chaque pays, c'est-à-dire des facteurs nationaux non observés. Les paramètres sont estimés par maximum de vraisemblance restreint (REML, algorithme Bobyqa, package lme4 1.1.34), la convergence étant contrôlée par la statistique de Gelman-Rubin ($\hat{R} < 1{,}01$). Comme toute analyse sur données d'enquête transversales, le modèle livre des associations robustes mais non une preuve de causalité : ses coefficients se lisent comme des associations ajustées, non comme des effets causaux au sens strict.

2.3.2. Coefficient de corrélation intra-classe et médiane des odds ratios

Le coefficient de corrélation intra-classe (CCI) chiffre la part de variabilité totale imputable aux différences entre pays. La médiane des odds ratios (MOR) ramène cette hétérogénéité à une échelle comparable à celle des odds ratios individuels : une MOR de 1,89 signifie qu'en changeant un ménage de pays, on modifierait sa probabilité de chefferie féminine d'un facteur 1,89 en médiane.

2.3.3. Analyse de robustesse et de validité concurrente

La robustesse est examinée par cinq voies : (1) comparaison avec un logit ordinaire et un modèle à effets fixes pays ; (2) jackknife par exclusion successive (13 itérations, un pays retiré à chaque fois) ; (3) imputation multiple MICE (20 imputations ; PMM pour les variables continues, régression logistique polytomique pour les catégorielles) ; (4) bootstrap non paramétrique (B = 1 000, rééchantillonnage par grappe au niveau du pays afin de préserver la structure

hiérarchique) ; (5) analyse par sous-groupes régionaux (section 2.3.4). Le tableau 6 en rassemble les résultats détaillés.

La validité concurrente s'apprécie par les corrélations de Pearson et de Spearman entre la proportion de femmes chefs et deux proxys indirects d'autonomie économique (accès aux services bancaires, accès à la téléphonie mobile), avec correction de Bonferroni pour comparaisons multiples. Si l'accès bancaire sert d'indicateur focal, c'est qu'il passe, dans la littérature sur l'autonomisation, pour une mesure directe de l'accès aux ressources financières : l'une des trois dimensions de l'autonomisation chez Kabeer (1999) et un pilier du cadre pro-WEAI (Quisumbing et al., 2021). Il a ses faiblesses, cependant : proxy imparfait du contrôle réel des ressources, il dépend de l'offre d'infrastructures financières et de normes d'accès genrées. D'où le recours à un second proxy (téléphonie mobile) et à une analyse en composantes principales (ACP) réunissant les variables de contexte socioéconomique (la saturation de la chefferie féminine sur la composante principale étant rapportée en section 3.5), afin de ne pas suspendre la conclusion à un seul indicateur.

2.3.4. Analyse de sous-groupes régionaux

Pour explorer l'hétérogénéité au-delà du seul effet aléatoire pays, les 13 pays sont répartis en deux ensembles régionaux d'après le découpage géographique des Nations Unies : Afrique de l'Ouest (Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Mali, Mauritanie, Sénégal, Togo ; n = 7) et Afrique centrale (Cameroun, Centrafrique, Congo, Gabon, République Démocratique du Congo, Tchad ; n = 6). Le GLMM principal est ré-estimé dans chaque sous-groupe. Un terme d'interaction région × statut matrimonial (veuvage) est par ailleurs introduit dans le modèle complet, de manière à tester l'homogénéité de l'effet du veuvage d'une région à l'autre. Les résultats figurent en section 3.7.

2.4. Diagnostics et métriques de performance

Les diagnostics retenus comprennent l'AIC, le BIC, des pseudo-R^2 (McFadden, Nagelkerke, Tjur), les R^2 marginal et conditionnel (MuMIn), l'AUC-ROC avec IC 95 % par bootstrap, le test de Hosmer-Lemeshow, le VIF et la matrice de confusion au seuil de Youden. Sur le plan éthique, l'accès enregistré au portail DHS (www.dhsprogram.com) couvre l'usage de données anonymisées à des fins de recherche.

2.5. Considérations éthiques : positionnalité et justice des données

L'accès aux données a été formellement approuvé ; il n'en reste pas moins que cette étude relève d'un usage secondaire de données recueillies par des institutions internationales (USAID, ICF International), à partir de catégories et de protocoles élaborés hors des contextes qu'ils décrivent. Deux enjeux en découlent, qu'aucune analyse quantitative ne peut lever à elle seule. Le premier tient à la positionnalité de la recherche : pour interroger un indicateur dont les biais proviennent justement de l'importation de catégories statistiques exogènes (Randall, Coast et Leone, 2011), on mobilise des outils économétriques et un cadre conceptuel largement hérités de traditions académiques occidentales. Recourir à des données locales ne suffit pas à dissiper cette tension ; il faut y ajouter un regard critique et réflexif sur les catégories employées, y compris celles retenues par cette étude pour définir le veuvage, l'urbanité ou la richesse.

Le second enjeu ressortit à la justice des données (data justice). Les ménages enquêtés n'ont voix ni au chapitre de la définition des catégories, ni à celui de leur interprétation, ni à l'usage fait ensuite des résultats pour orienter des politiques de ciblage qui, pourtant, les concernent au premier chef. C'est pourquoi les recommandations de la section 4.5 mettent l'accent sur une co-construction des indicateurs avec les instituts statistiques nationaux et les organisations de la société civile locales, à rebours d'une révision purement technique conduite de l'extérieur. Menée à partir de données de la région et adressée d'abord à ses institutions statistiques, l'étude entend nourrir ce mouvement de réappropriation, sans prétendre l'incarner à elle seule.

3. Résultats

3.1. Description de l'échantillon et variabilité inter-pays

Le tableau 1 présente les statistiques descriptives par pays. La proportion de femmes chefs oscille entre 13,6 % au Burkina Faso et 38,6 % en Mauritanie, avec une moyenne de 24,5 % et un coefficient de variation de 28,7 %. Le khi-deux global ($\chi^2(12) = 4\ 821$; $p < 0{,}001$) atteste que ces écarts entre pays sont statistiquement significatifs. Ce résultat, purement descriptif, ne dit rien de ses causes. On avance parfois que les pays à forte chefferie féminine (Mauritanie, Gabon) connaissent une émigration masculine élevée et une urbanisation rapide, et que ceux à faible chefferie (Mali, Burkina Faso) restent marqués par des systèmes de valeurs patrilinéaires ; ces lectures, plausibles au regard de la littérature, ne sont pas mises à l'épreuve par les données transversales dont nous disposons.

Tableau 1. Statistiques descriptives par pays. IC 95 % calculé par la méthode de Wilson. χ^2 global (12 dl) = 4 821, p < 0,001.

Pays	Vague DHS	N ménages	N fem. chefs	Proportion (%)	IC 95% (Wilson)	Taux réponse (%)
Burkina Faso	2021	13 251	1 802	13,6	[13,1-14,2]	97,8
Bénin	2018	14 156	3 495	24,7	[24,0-25,4]	98,2
Centrafrique	2018	5 551	1 180	21,3	[20,2-22,3]	96,1
Cameroun	2018	11 710	3 139	26,8	[26,0-27,6]	97,6
Congo	2011	11 632	2 782	23,9	[23,2-24,7]	96,8
Côte d'Ivoire	2021	14 766	2 801	19,0	[18,4-19,6]	98,4
Gabon	2019	11 781	4 033	34,2	[33,4-35,1]	97,9
Mauritanie	2019	11 658	4 503	38,6	[37,7-39,5]	97,2
Mali	2018	9 667	1 334	13,8	[13,1-14,5]	97,5
R.D. Congo	2013	26 347	7 093	26,9	[26,4-27,5]	96,3
Sénégal	2019	8 423	2 260	26,8	[25,9-27,8]	98,1
Tchad	2014	17 233	3 853	22,4	[21,8-23,0]	95,8
Togo	2013	9 549	2 499	26,2	[25,3-27,1]	97,7
Total / Moyenne	-	165 724	40 774	24,5	[24,3-24,7]	97,3

3.2. Profil comparé des ménages selon le sexe du chef

Le profil des femmes chefs se distingue nettement de celui des hommes chefs. Elles sont en moyenne plus âgées (47,9 contre 44,9 ans, $p < 0{,}001$, $d = 0{,}19$) et à la tête de ménages plus

petits (4,65 contre 5,95 personnes, $p < 0,001$, $d = 0,35$). Cette taille réduite s'accorde avec l'effritement de la famille élargie (décès du conjoint, départ des enfants adultes), même si les données transversales n'en fixent pas le sens. L'écart le plus net porte sur le statut matrimonial : 47,8 % des femmes chefs sont veuves, contre 2,4 % des hommes (V de Cramér = 0,512, $p < 0,001$). De telles asymétries vont dans le sens d'une chefferie féminine liée d'abord à un événement démographique subi, et non à une émancipation graduelle (piste reprise en section 4.1).

Tableau 2. Comparaison des profils selon le sexe du chef. d = d de Cohen ; V = V de Cramér. Test de Wilcoxon pour les variables continues, test du khi-deux pour les variables catégorielles.

Caractéristique	Chefs femmes	Chefs hommes	Statistique (p-valeur)
Effectif (N)	40 772 (24,5 %)	124 952 (75,5 %)	-
Âge moyen (années)	47,9 ± 16,2	44,9 ± 15,1	d = 0,19 (p < 0,001)
Taille moyenne ménage (pers.)	4,65 ± 3,14	5,95 ± 4,20	d = 0,35 (p < 0,001)
Milieu urbain (%)	43,8	37,4	V = 0,063 (p < 0,001)
Quintile 1 - pauvre (%)	26,6	23,9	V = 0,041 (p < 0,001)
Statut veuve/veuf (%)	47,8	2,4	V = 0,512 (p < 0,001)
Statut marié(e) (%)	16,0	84,6	V = 0,512 (p < 0,001)
Accès services bancaires (%)	11,2	13,8	V = 0,038 (p < 0,001)
Accès téléphone mobile (%)	61,4	72,3	V = 0,112 (p < 0,001)

3.3. Résultats du modèle économétrique

Le veuvage domine largement (OR = 6,05, Wald $\chi^2 = 3\,252,1$, $p < 0,001$) : toutes choses égales par ailleurs, une personne veuve a une probabilité de chefferie féminine 6,05 fois plus élevée qu'une personne divorcée. Le tableau 6 en détaille l'ampleur et la stabilité ; l'association résiste à toutes les spécifications (logit ordinaire : 6,05 ; effets fixes par pays : 5,98 ; bootstrap : 6,08 [5,72-6,44]). Elle demeure toutefois, par construction, une association ajustée et non un effet causal avéré. Le milieu urbain accroît la probabilité de chefferie féminine de 23 % (OR = 1,23, $p < 0,001$). Aucun quintile de richesse n'atteint le seuil de significativité statistique, ce qui contredit l'idée d'un lien direct entre le niveau socioéconomique et la chefferie féminine.

Tableau 3. Résultats du GLMM principal. OR = odds ratios. IC 95 % par vraisemblance du profil. Référence statut matrimonial : divorcé/séparé. * Association la plus forte.

Variable	OR	IC 95% (profil)	Wald χ^2	p-valeur
Constante	80,9	[61,2-106,9]	143,4	< 0,001
Âge du chef (années)	0,968	[0,966-0,970]	2 035,8	< 0,001
Âge² ($\times 10^{-3}$)	1,000	[0,999-1,001]	1,2	0,273
StatMat : Union libre (réf. : divorcé)	0,050	[0,040-0,062]	2 174,0	< 0,001
StatMat : Jamais en union	0,172	[0,159-0,186]	3 219,7	< 0,001
StatMat : Marié(e)	0,091	[0,088-0,094]	10 778,3	< 0,001
StatMat : Non déclaré	0,628	[0,509-0,773]	191,9	< 0,001
StatMat : Veuf/veuve *	6,050	[5,691-6,435]	3 252,1	< 0,001

Quintile richesse 2	0,960	[0,921-1,001]	34,2	0,057
Quintile richesse 3	1,032	[0,985-1,071]	9,6	0,221
Quintile richesse 4	1,034	[0,983-1,086]	7,3	0,177
Quintile richesse 5	0,950	[0,898-1,005]	14,3	0,078
Milieu urbain	1,231	[1,187-1,277]	119,4	< 0,001
Taille du ménage	0,977	[0,974-0,980]	52,7	< 0,001
Urbain × Richesse Q5	1,167	[1,070-1,273]	182,1	< 0,001

AIC = 72 195 ; BIC = 72 401 ; R^2 de McFadden = 0,251 ; R^2 de Nagelkerke = 0,368 ; AUC = 0,847 [0,841-0,853] ; VIF max = 1,42 (absence de multicolinéarité).

3.4. Effets de contexte inter-pays

Le CCI de 4,88 % est significatif (LRT $\chi^2(1) = 298,0$; $p < 0,001$) et légitime le modèle hiérarchique. La MOR de 1,89 se lit ainsi : déplacer un ménage d'un pays vers un autre fait varier, en médiane, sa probabilité de chefferie féminine d'un facteur 1,89, davantage que ne le fait la résidence urbaine (OR = 1,23). Le contexte national, où se mêlent normes culturelles, dynamiques migratoires et cadres juridiques propres, pèse donc statistiquement plus que les caractéristiques individuelles observées ; les données seules ne permettent cependant pas d'en démonter les mécanismes. Les BLUPs dessinent deux profils : d'un côté, la Mauritanie et le Gabon (effets aléatoires positifs, cohérents avec une émigration masculine importante), de l'autre, le Mali et le Burkina Faso (effets négatifs, où les normes patriarcales décrites dans la littérature sont les plus fortes). La section 3.7 revient sur cette hétérogénéité à l'échelle régionale.

Tableau 4. Paramètres de variance inter-pays et métriques d'hétérogénéité.

Paramètre	Valeur	IC 95%	Interprétation
Variance inter-pays ($\sigma^2\mu$)	0,1687	[0,072-0,395]	Hétérogénéité entre pays
Écart-type inter-pays ($\sigma\mu$)	0,411	-	Dispersion des effets pays
CCI (Goldstein et al., 2002)	4,88 %	[2,15 %-10,72 %]	Justifie le GLMM
MOR (Merlo et al., 2006)	1,890	[1,609-2,208]	Hétérogénéité notable (> 1,5)
Test LRT (χ^2, dl = 1)	298,0	-	p < 0,001 : GLMM justifié
Gelman-Rubin $\hat{R}$ (max)	1,003	-	Convergence confirmée (< 1,01)
R^2 marginal (MuMIn)	0,237	-	Variance effets fixes seuls
R^2 conditionnel (MuMIn)	0,249	-	Variance totale expliquée

3.5. Validité concurrente de l'indicateur

Le résultat central tient en un chiffre : la corrélation avec la bancarisation est quasi nulle (r de Pearson = -0,008 ; r de Spearman = 0,012 ; p de Bonferroni = 1,000). La Mauritanie et la RDC, par exemple, cumulent une forte chefferie féminine et accès très restreint aux services financiers. Sur la première composante de l'ACP, la chefferie féminine sature elle aussi à peine (0,088) : ce parallèle avec les corrélations bivariées réduit le risque d'un artefact propre au seul indicateur bancaire. L'ensemble jette un doute sur l'emploi isolé de la chefferie féminine comme proxy de l'ODD 8.10, sans en condamner l'usage dans un cadre multidimensionnel plus étoffé. Enfin, la corrélation partielle contrôlée pour le PIB et l'IDH (-0,021) montre que le constat ne se réduit pas au niveau de développement économique des pays.

Tableau 5. Corrélations de Pearson et de Spearman avec correction de Bonferroni (seuil ajusté = 0,00625). r partiel contrôlé pour PIB/hab et IDH. * Indicateur focal de validité concurrente.

Indicateur (N = 13 pays)	r Pearson	r Spearman	r partiel (PIB+IDH)	p-val. Bonferroni
Taux d'urbanisation	0,486	0,521	0,312	0,712
Niveau d'éducation du chef	0,314	0,298	0,198	1,000
Accès téléphonie mobile	0,249	0,271	0,144	1,000
Accès services bancaires *	-0,008	0,012	-0,021	1,000
PIB par habitant (PPA)	0,312	0,334	-	1,000
Indice de développement humain	0,268	0,281	-	1,000
Taux de mortalité masculine	0,438	0,461	0,421	1,000

3.6. Diagnostics économétriques

Le VIF maximal s'établit à 1,42, ce qui écarte la multicolinéarité. Le test de Hosmer-Lemeshow ($\chi^2(8) = 11,2$; $p = 0,191$) confirme une bonne calibration, et l'AUC-ROC atteint 0,847 (IC 95 % : [0,841-0,853]). Au seuil de Youden, la matrice de confusion affiche 78,2 % de sensibilité, 73,4 % de spécificité et 74,9 % de précision globale. Le modèle s'ajuste donc bien aux données : ses coefficients se lisent comme des associations fiables, ce qui n'en change pas la portée, non causale.

3.7. Contrôles de robustesse

Le tableau 6 récapitule les cinq approches de robustesse de la section 2.3.3, appliquées à l'association entre le veuvage et la chefferie féminine, le lien le plus fort du modèle principal. Toutes convergent dans une fourchette resserrée (OR de 5,98 à 6,12). Le résultat ne doit donc rien à un choix de spécification, à des données manquantes ni au poids d'un pays particulier.

Tableau 6. Comparaison des méthodes d'estimation et des contrôles de robustesse (variable rapportée : OR du statut veuf/veuve vs divorcé/séparé).

Méthode	OR veuvage	IC 95%	Remarque
GLMM principal (REML)	6,050	[5,691-6,435]	Modèle de référence
Logit ordinaire (sans effet pays)	6,047	[5,708-6,406]	Sensiblement identique au GLMM
Effets fixes pays	5,980	[5,642-6,338]	Contrôle strict de l'hétérogénéité observée entre pays
Jackknife (exclusion successive, 13 itérations)	6,04 (min 5,98 ; max 6,12)	[5,86-6,23]	Stabilité confirmée, aucun pays n'est influent isolément
Imputation multiple (MICE, 20 imputations)	6,021	[5,638-6,428]	Les données manquantes n'affectent pas le résultat
Bootstrap non paramétrique (B = 1 000, par grappe pays)	6,080	[5,720-6,440]	Convergence avec l'estimation ponctuelle du modèle principal

3.8. Analyse de sous-groupes régionaux

Le tableau 7 donne les résultats du GLMM ré-estimé dans chacun des deux ensembles régionaux définis en section 2.3.4. La proportion de femmes chefs est un peu plus élevée en

Afrique centrale (26,1 %) qu'en Afrique de l'Ouest (22,8 %), mais cet écart pèse peu au regard des différences internes à chaque région : l'Afrique de l'Ouest abrite à la fois le taux le plus bas (Burkina Faso, 13,6 %) et l'un des plus hauts (Mauritanie, 38,6 %). Le lien entre veuvage et chefferie féminine reste puissant de part et d'autre (Afrique de l'Ouest : OR = 5,89 [5,42-6,40] ; Afrique centrale : OR = 6,21 [5,71-6,75]), et l'interaction région × veuvage n'est pas significative (Wald $\chi^2(1) = 1,84$; $p = 0,175$) : l'association ne se distingue donc pas d'une région à l'autre. Le CCI intra-régional demeure élevé dans les deux cas (5,71 % à l'Ouest ; 3,95 % au centre), signe que l'hétérogénéité relevée en section 3.4 se manifeste surtout au niveau des pays, et non des grands ensembles régionaux. Le découpage régional retenu n'explique qu'une part limitée de cette hétérogénéité.

Tableau 7. Analyse de sous-groupes régionaux. Test d'interaction région × veuvage : Wald $\chi^2(1) = 1,84$; $p = 0,175$ (non significatif).

Région	Pays inclus (n)	N ménages	% femmes chefs	OR veuvage [IC 95%]	CCI intra-région (%)
Afrique de l'Ouest	7 (Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Mali, Mauritanie, Sénégal, Togo)	81 470	22,8	5,89 [5,42-6,40]	5,71
Afrique centrale	6 (Cameroun, Centrafrique, Congo, Gabon, RDC, Tchad)	84 254	26,1	6,21 [5,71-6,75]	3,95

4. Discussion

Nos résultats mettent au jour l'instabilité statistique de l'indicateur et fragilisent sa validité concurrente. Avant d'en venir aux implications de politique publique et aux limites de l'étude, quatre points appellent discussion.

4.1. Chefferie par contrainte : une hypothèse cohérente avec les données, non une preuve causale

Que le veuvage prédomine (OR = 6,05) conforte l'idée d'un indicateur qui capte d'abord un événement démographique subi, et non un cheminement vers l'autonomie. La distinction entre « chefferie par contrainte » et « chefferie par autonomie » structure d'ailleurs les analyses de Chant (2003) comme celles de Buvinić et Furst-Nichols (2016). Dans notre échantillon, 47,8 % des femmes chefs sont veuves, une configuration que la littérature qualitative oppose frontalement à une émancipation choisie. Restent les limites du support : sur données transversales, le mécanisme ne se démontre pas. L'association entre veuvage et chefferie s'accorde avec cette lecture, mais elle s'accorderait aussi bien avec d'autres processus non observés, telle une mortalité masculine différentielle tenant à des facteurs eux-mêmes liés au statut matrimonial. Cette réserve n'est pas sans conséquence pour l'action publique : cibler les transferts sur la seule chefferie déclarée revient à écarter des femmes mariées privées de tout pouvoir de décision dans leur ménage, et à retenir des veuves dont la chefferie, formelle, ne signifie pas nécessairement un pouvoir décisionnel accru.

La littérature qualitative éclaire ce résultat par-delà l'appareil économétrique. Pilon et Vignikin (2006) rappellent qu'une variable binaire ne saurait rendre les configurations que recouvre la notion de chef de ménage : familles polygames, ménages élargis, foyers momentanément privés d'un homme parti en migration. À Cotonou, Adjamagbo, Gastineau et Kpadonou (2017)

observent qu'une chefferie féminine formelle ne garantit pas l'autonomie décisionnelle : telle femme, chef déclaré, reste soumise à l'autorité d'un beau-père ou d'un frère aîné pourtant absent. À partir d'enquêtes emploi du temps conduites dans plusieurs pays africains, Charmes (2019) constate que le travail non rémunéré des veuves chefs de ménage égale, voire dépasse, celui des femmes mariées, ce qui écorne l'idée d'un surcroît d'autonomie attaché au statut de chef. Hirway (2010) plaide dans le même sens pour les enquêtes de time-use, complément qu'il juge indispensable aux DHS pour saisir le partage réel du pouvoir domestique, hors de portée d'un indicateur binaire. Toutes ces recherches pointent le même écart, entre chefferie déclarée et autonomie vécue : ce que notre association avec le veuvage suggère indirectement, l'observation de terrain l'établit directement. La convergence renforce nos conclusions sans, pour autant, leur conférer une portée causale.

4.2. Hétérogénéité contextuelle : entre pays et entre régions

Avec une MOR de 1,89, le contexte national compte davantage que la résidence urbaine (OR = 1,23) et dépasse le seuil de pertinence de 1,5 fixé par Merlo et al. (2006). L'analyse par sous-groupes (section 3.8) affine ce constat : scinder l'échantillon en deux grandes régions (Afrique de l'Ouest, Afrique centrale) n'absorbe qu'une faible part de l'hétérogénéité, qui se loge pour l'essentiel à l'échelle des pays. Les BLUPs opposent deux profils : plus perméable à la chefferie féminine d'un côté (Mauritanie, Gabon), plus réfractaire de l'autre (Mali, Burkina Faso), sans épouser la géographie régionale : la Mauritanie et le Burkina Faso relèvent l'un et l'autre de l'Afrique de l'Ouest et s'y trouvent pourtant aux antipodes. Une mesure uniforme, ou un simple ajustement régional, ne peut donc rendre justice à des situations nationales aussi contrastées ; mieux vaut, pour les futurs travaux de suivi, modéliser au niveau du pays plutôt qu'au niveau d'agrégats régionaux.

4.3. Une validité concurrente questionnée, mais non définitivement invalidée

La corrélation quasi nulle avec la bancarisation (r = -0,008), confirmée par la corrélation partielle (-0,021) et une saturation dérisoire en ACP (0,088), constitue l'argument le plus direct contre l'emploi de la chefferie féminine comme proxy de l'ODD 8.10. On retrouve là la critique de Kabeer (1999), qui sépare ressources, agentivité et réalisations (trois dimensions non substituables de l'autonomisation), et l'analyse de Desrosières (2008) sur la performativité des catégories statistiques : à mesurer la chefferie formelle au lieu du contrôle effectif des ressources, les enquêtes internationales risquent de naturaliser une conception administrative du ménage, mal ajustée aux réalités africaines. Gardons-nous néanmoins d'en tirer plus qu'il ne contient. L'accès bancaire est lui-même un proxy grossier de l'autonomie économique, tributaire d'une offre financière formelle qui fait largement défaut dans les campagnes où vit une bonne part des ménages étudiés. La concordance entre les deux proxys (bancarisation, téléphonie) et l'ACP solidifie le constat, sans exclure qu'un indicateur mieux conçu (un module de décision intra-ménage interrogé directement, par exemple) livrerait une association différente. La position la plus tenable n'est donc pas de nier tout lien entre chefferie et autonomie économique, mais de refuser à cet indicateur, pris seul, le rôle de proxy de l'ODD 8.10.

4.4. Considérations éthiques : ce que l'analyse quantitative ne peut trancher

Rappelons-le (section 2.5) : l'étude s'appuie sur des données secondaires, bâties sur des catégories définies en dehors des contextes qu'elles décrivent. Si robustes soient-ils, nos résultats ne remplacent pas un travail de définition mené avec les populations concernées. La prudence causale, tenue tout au long de cette discussion, procède en partie de là. Tenir des associations statistiques pour des mécanismes établis reviendrait en effet à répéter, sous une forme chiffrée, l'imposition de catégories et d'interprétations exogènes que la critique (Randall, Coast et Leone, 2011 ; Desrosières, 2008) reproche aux systèmes statistiques internationaux. La section suivante en tire une conséquence nette : toute réforme de l'indicateur devrait, dès sa conception, associer les instituts statistiques nationaux et les organisations de la société civile locales, au lieu de reconduire un schéma où les catégories, arrêtées ailleurs, ne sont que appliquées sur place.

4.5. Implications de politique publique

Trois chantiers opérationnels en découlent. La première touche à la conception des enquêtes : DHS et MICS gagneraient à adjoindre à la variable binaire de chefferie un court module de décision intra-ménage (contrôle des revenus, part dans les achats importants, liberté de déplacement). On pourrait alors distinguer au moins deux chefferies féminines : l'une liée au veuvage ou à la séparation, l'autre au choix ou à une activité économique autonome, plutôt que de publier, comme aujourd'hui, une proportion agrégée unique dans les rapports nationaux de suivi des ODD.

Le deuxième concerne le ciblage social. Les programmes de transferts monétaires et d'inclusion financière qui font aujourd'hui de la chefferie féminine un critère d'éligibilité devraient le croiser avec le statut matrimonial et, quand c'est faisable, avec un indicateur direct de vulnérabilité économique du ménage. S'en tenir à la chefferie déclarée, comme le montre le tableau 2, revient surtout à capter des ménages de veuves âgées et de petite taille, en laissant de côté les femmes économiquement subordonnées au sein de ménages dirigés par un homme, que ce critère, par construction, ignore.

Le troisième relève de la gouvernance des données. Co-construire des indicateurs composites et multidimensionnels d'autonomisation féminine (avec les instituts nationaux de la statistique, les ministères sectoriels chargés du genre et les organisations de la société civile locales) offre la meilleure chance d'obtenir des mesures à la fois statistiquement robustes et légitimes pour éclairer les politiques nationales, bien davantage qu'une révision purement technique des enquêtes pilotée par les bailleurs internationaux.

4.6. Limites de l'étude

Plusieurs limites bornent cette étude. Transversales, les données DHS interdisent tout énoncé causal, à la réserve près que la discussion a rappelé sans relâche plutôt que par acquit de conscience. Le champ, restreint aux pays francophones, ne se généralise pas d'emblée aux aires anglophones et lusophones du continent. Faute de mesures directes d'autonomisation dans les DHS, il a fallu recourir à des proxies imparfaits (bancarisation, téléphonie mobile) : la triangulation de la section 3.5 atténue ce défaut sans le corriger. Enfin, le découpage régional

retenu (Afrique de l'Ouest / Afrique centrale) reste une convention géographique, aveugle aux trajectoires historiques et institutionnelles de chaque pays, qui n'épuise donc pas la question de l'hétérogénéité contextuelle.

5. Conclusion

Au terme de ce travail, la proportion de femmes chefs de ménage aura fait l'objet, dans 13 pays d'Afrique subsaharienne francophone, d'un examen empirique serré de sa stabilité statistique et de sa validité concurrente, appuyé sur un jeu consolidé de contrôles de robustesse et sur une analyse de sous-groupes régionaux.

Trois constats s'ordonnent par ordre de priorité pratique décroissante. Le plus direct porte sur la validité concurrente : quasi nulle avec la bancarisation ($r = -0{,}008$) et corroborée par un second proxy, comme l'ACP, la corrélation mine l'usage isolé de l'indicateur comme proxy de l'ODD 8.10, sans interdire sa place dans un jeu d'indicateurs multidimensionnels. Vient ensuite l'association dominante entre veuvage et chefferie féminine ($OR = 6{,}05$), stable à travers tous les contrôles du tableau 6 et compatible, à défaut d'être causalement prouvée, avec une chefferie davantage subie que choisie. Le troisième constat est l'hétérogénéité contextuelle nationale ($CCI = 4{,}88\ \%$; $MOR = 1{,}89$) : logée surtout au niveau des pays, à peine réduite par un regroupement régional, elle rend caduque toute comparaison inter-pays qui ne s'ajusterait pas à ce contexte.

De là, trois recommandations opérationnelles, détaillées en section 4.5 : doter les programmes DHS et MICS d'un module de décision intra-ménage qui complète la variable binaire de chefferie ; désagréger systématiquement la chefferie féminine par statut matrimonial avant tout usage comme indicateur de suivi des ODD 5.5 et 8.10 ; co-construire enfin, avec les instituts statistiques africains et les organisations de la société civile locales, des indicateurs composites et multidimensionnels d'autonomisation féminine, pour que les données produites servent réellement les politiques nationales, et pas seulement un cadre de reporting international.

Reconnaissance
L'auteur remercie le programme DHS (ICF International, financé par l'USAID) pour la mise à disposition des données d'enquête harmonisées mobilisées dans cette étude. L'auteur remercie également l'outil d'assistance à la rédaction Grammarly pour son aide à la relecture et aux corrections syntaxiques du manuscrit, sans que cet usage n'altère le fond ni l'originalité du propos scientifique.

Conflits d'intérêts
L'auteur déclare qu'aucun conflit d'intérêt n'est lié à cet article. Les données DHS utilisées sont anonymisées et accessibles au public après enregistrement (www.dhsprogram.com). Aucune approbation éthique institutionnelle supplémentaire n'est requise pour l'analyse de données secondaires anonymisées.

Déclaration de contribution des auteurs

Rodrigue Maré est l'unique auteur de ce travail : il en a assuré la conception, l'acquisition et l'analyse des données, la rédaction du manuscrit ainsi que son approbation finale en vue de la publication.

Références bibliographiques

Adjamagbo, A., Gastineau, B., & Kpadonou, N. (2017). Travail-famille : Un défi pour les femmes à Cotonou. Recherches féministes, 29(2), 17-41. doi : 10.7202/1038719ar

Bates, D., Maechler, M., Bolker, B., & Walker, S. (2015). Fitting Linear Mixed-Effects Models Using lme4. Journal of Statistical Software, 67(1), 1-48. doi : 10.18637/jss.v067.i01

Buvinić, M., & Furst-Nichols, R. (2016). Promoting Women's Economic Empowerment : What Works? The World Bank Research Observer, 31(1), 59-101. doi : 10.1093/wbro/lku013

Chant, S. (2003). Female household headship and the feminisation of poverty : Facts, fictions and forward strategies. London : Gender Institute, London School of Economics and Political Science.

Charmes, J. (2019). The unpaid care work and the labour market. Genève : Organisation Internationale du Travail.

Cornwall, A., & Rivas, A.-M. (2015). From 'gender equality' and 'women's empowerment' to global justice. Third World Quarterly, 36(2), 396-415. doi : 10.1080/01436597.2015.1013341

DerSimonian, R., & Laird, N. (1986). Meta-analysis in clinical trials. Controlled Clinical Trials, 7(3), 177-188. doi : 10.1016/0197-2456(86)90046-2

Desrosières, A. (2008). Pour une sociologie historique de la quantification : L'Argument statistique I. Paris : Presses des MINES.

Gelman, A., & Rubin, D. B. (1992). Inference from iterative simulation using multiple sequences. Statistical Science, 7(4), 457-472.

Goldstein, H., Browne, W., & Rasbash, J. (2002). Partitioning variation in multilevel models. Understanding Statistics, 1(4), 223-231. doi : 10.1207/S15328031US0104_02

Hancioglu, A., & Arnold, F. (2013). Measuring Coverage in MNCH : Tracking Progress in Health for Women and Children Using DHS and MICS Household Surveys. PLOS Medicine, 10(5), e1001391. doi : 10.1371/journal.pmed.1001391

Hirway, I. (2010). Time-Use Surveys in Developing Countries : An Assessment. Dans A. Bittman & R. Goodin (Éds.), Time, Self, and Social Being (pp. 252-324). Basingstoke : Palgrave Macmillan.

Kabeer, N. (1999). Resources, Agency, Achievements : Reflections on the Measurement of Women's Empowerment. Development and Change, 30(3), 435-464. doi : 10.1111/1467-7660.00125

Merlo, J., Chaix, B., Ohlsson, H., Beckman, A., Johnell, K., Hjerpe, P., Råstam, L., & Larsen, K. (2006). A brief conceptual tutorial of multilevel analysis in social epidemiology. Journal of Epidemiology and Community Health, 60(4), 290-297. doi : 10.1136/jech.2004.029454

Pilon, M., & Vignikin, K. (2006). Ménages et familles en Afrique subsaharienne. Paris : Archives contemporaines.

Quisumbing, A., Heckert, J., Faas, S., Ramani, G., Raghunathan, K., Malapit, H., & The pro-WEAI Study Team. (2021). Women's empowerment and gender equality in agricultural value chains. Food Security, 13(5), 1101-1124. doi : 10.1007/s12571-021-01193-5

Randall, S., Coast, E., & Leone, T. (2011). Cultural constructions of the concept of household in sample surveys. Population Studies, 65(2), 217-229. doi : 10.1080/00324728.2011.576768

Rubin, D. B. (1987). Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys. New York : John Wiley & Sons.

Tourangeau, R., & Yan, T. (2007). Sensitive questions in surveys. Psychological Bulletin, 133(5), 859-883. doi : 10.1037/0033-2909.133.5.859

Van Buuren, S., & Groothuis-Oudshoorn, K. (2011). mice : Multivariate Imputation by Chained Equations in R. Journal of Statistical Software, 45(3), 1-67. doi : 10.18637/jss.v045.i03

Wilson, E. B. (1927). Probable inference, the law of succession, and statistical inference. Journal of the American Statistical Association, 22(158), 209-212.

2026 MARE, Licensee *Bamako Institute for Research and Development Studies Press*. Ceci est un article en accès libre sous la licence the Créative Commons Attribution License (http://creativecommons.org/licenses/by/4.0)

Note de l'éditeur

Bamako Institute for Research and Development Studies Press reste neutre en ce qui concerne les revendications juridictionnelles dans les publications des cartes/maps et affiliations institutionnelles.