

Politique monétaire et croissance économique en Mauritanie : une analyse empirique des canaux de transmission de la Banque Centrale de Mauritanie (1990–2024)

Monetary policy and economic growth in Mauritania: an empirical analysis of the transmission channels of the Central Bank of Mauritania (1990–2024)

CHEIKH AHMED Ne
Enseignant-chercheur
Université de Nouakchott

Date de soumission : 11/08/2026

Date d'acceptation : 14/10/2026

Pour citer cet article :

CHEIKH AHMED N. (2026) «Politique monétaire et croissance économique en Mauritanie : une analyse empirique des canaux de transmission de la Banque Centrale de Mauritanie (1990–2024)», Revue Internationale des Sciences de Gestion « Volume 9 : Numéro 4 » pp : 146 - 161

Résumé

Cet article examine l'efficacité de la politique monétaire de la Banque Centrale de Mauritanie (BCM) et son impact sur la croissance économique sur la période 1990–2024. À partir d'un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM), il caractérise les relations de long terme entre les instruments monétaires — taux directeur réel, masse monétaire (M2) et crédit à l'économie — et l'activité réelle mesurée par le logarithme du PIB réel hors industries extractives. La démarche combine tests de racine unitaire (ADF, Phillips-Perron, KPSS) et test de rupture endogène (Zivot-Andrews), test de cointégration de Johansen, estimation d'un VECM à une relation de cointégration, fonctions de réponse impulsionnelle et décomposition de la variance. L'hypothèse centrale est que, dans une petite économie ouverte dépendante des ressources naturelles, partiellement dollarisée et marquée par une dominance budgétaire, le canal de transmission par le taux d'intérêt est faible tandis que le canal du crédit domine. Les résultats mettent en évidence une relation de cointégration reliant crédit et activité, une réponse modeste et lente du PIB aux chocs de taux directeur, et une part de la variance de la croissance surtout expliquée par les chocs des termes de l'échange. Ces éléments plaident pour un renforcement du canal du crédit, l'approfondissement du marché interbancaire et une meilleure coordination avec la politique budgétaire.

Mots-clés : politique monétaire ; canaux de transmission ; croissance ; cointégration ; VECM ; Mauritanie.

Abstract

This paper investigates the effectiveness of the monetary policy conducted by the Central Bank of Mauritania (BCM) and its impact on economic growth over 1990–2024. Using a Vector Error Correction Model (VECM), it characterises the long-run relationships between monetary instruments — the real policy rate, broad money (M2) and credit to the economy — and real activity proxied by the logarithm of non-extractive real GDP. The empirical strategy combines unit-root tests (ADF, Phillips-Perron, KPSS) and an endogenous-break test (Zivot-Andrews), the Johansen cointegration test, a single-cointegrating-vector VECM, impulse response functions and variance decomposition. The central hypothesis is that, in a small resource-dependent open economy that is partially dollarised and subject to fiscal dominance, the interest-rate channel is weak while the credit channel dominates. The results point to a cointegrating relationship linking credit and activity, a modest and slow response of GDP to policy-rate shocks, and a growth variance mostly driven by terms-of-trade shocks. These findings support strengthening the credit channel, deepening the interbank market and improving coordination with fiscal policy.

Keywords: monetary policy; transmission channels; growth; cointegration; VECM; Mauritania.

Classification JEL : E52 ; E58 ; O11 ; O55 ; C32.

Introduction

La relation entre politique monétaire et croissance économique constitue l'une des questions fondamentales de la macroéconomie appliquée. Dans les économies avancées, un large consensus reconnaît la neutralité monétaire de long terme tout en admettant des effets réels de court à moyen terme, transmis par les canaux du taux d'intérêt, du crédit, du prix des actifs, du taux de change et des anticipations. Dans les économies en développement, et particulièrement dans les petites économies ouvertes riches en ressources naturelles, l'efficacité de ces canaux demeure incertaine en raison de la faible profondeur des marchés financiers, de la dominance budgétaire, de la dollarisation partielle et de la forte exposition aux chocs des termes de l'échange.

La Mauritanie illustre ces spécificités. Son économie reste dépendante des industries extractives (fer, or) et de la pêche, ce qui rend le PIB agrégé sensible aux chocs de prix mondiaux et brouille l'identification des effets propres à la politique monétaire. La forte volatilité du secteur extractif justifie le recours au PIB non extractif : à titre d'illustration, la croissance agrégée s'est établie autour de 6,3 % en 2024 avant de ralentir vers 4,0–4,2 % en 2025 sous l'effet de la contraction extractive, tandis que la croissance non extractive est demeurée plus robuste (de l'ordre de 5,7–5,9 % sur la période récente). La BCM a engagé, ces dernières années, une modernisation de son cadre opérationnel : réforme du régime de change adoptée depuis décembre 2023, réduction des interventions de change, mise en place d'un corridor de taux d'intérêt encadrant le taux directeur, développement du marché interbancaire en monnaie locale par les prêts garantis et le marché secondaire des bons du Trésor. Le taux directeur a été activement mobilisé sur la période récente — porté jusqu'à 6,5 % en 2024, abaissé à 6,0 % en 2025 dans un contexte de désinflation, puis relevé en 2026 à un niveau de l'ordre de 6,75 %, avec une facilité de prêt à 7,00 % et une facilité de dépôt maintenue à 2,00 %, dans un contexte de vigilance inflationniste.

Cette évolution institutionnelle rend particulièrement pertinente l'évaluation empirique de l'efficacité de la politique monétaire mauritanienne. La question de recherche est la suivante : les instruments de la BCM exercent-ils un effet identifiable et économiquement significatif sur la croissance réelle, et par quels canaux cet effet transite-t-il ? L'article apporte trois contributions : une évaluation empirique systématique de la transmission monétaire en Mauritanie distinguant les canaux du taux d'intérêt, de la monnaie et du crédit ; l'isolement de l'activité non extractive comme mesure de croissance pertinente pour atténuer le biais des chocs sectoriels ; et des implications de politique adaptées au cadre opérationnel récemment réformé.

La suite de l'article est organisée comme suit. La section 1 présente le cadre théorique et la revue de littérature. La section 2 énonce le cadre analytique et les hypothèses. La section 3 décrit les données et la méthodologie économétrique. La section 4 expose et discute les résultats. La conclusion tire les implications de politique économique.

1. Cadre théorique et revue de littérature

1.1. Les canaux de transmission de la politique monétaire

La littérature théorique distingue plusieurs canaux de transmission. Le canal du taux d'intérêt, d'inspiration keynésienne et néo-keynésienne, relie le taux directeur au coût du capital, donc à l'investissement et à la consommation. Le canal du crédit, formalisé notamment par Bernanke et Gertler (1995), souligne le rôle de l'offre de crédit bancaire et de l'accélérateur financier, particulièrement pertinent dans les systèmes bancocentrés. Le canal du taux de change, central dans les petites économies ouvertes (Mishkin, 1996), transmet les décisions monétaires via la compétitivité extérieure. Le canal des anticipations et de la crédibilité conditionne enfin l'efficacité de l'ensemble. Mishra, Montiel et Spilimbergo (2012) montrent que, dans les pays à faible revenu, l'efficacité de ces canaux est structurellement limitée par la faible profondeur financière, la concurrence bancaire réduite, la faiblesse institutionnelle et l'abondance de réserves excédentaires — facteurs qui affaiblissent surtout le canal du taux et déplacent le poids de la transmission vers le crédit et la quantité de monnaie.

1.2. Enseignements empiriques

La littérature empirique récente sur les économies africaines fournit des résultats contrastés selon les méthodes et les périodes. Sur données de panel, plusieurs travaux mobilisant la méthode des moments généralisés en système (system-GMM) concluent que les canaux du crédit et du taux de change exercent un effet réel positif tandis que le canal du taux d'intérêt est faible ou négatif : c'est le cas de l'étude portant sur les secteurs réels de pays subsahariens sur 1990–2020 (Future Business Journal, 2023). Sur données de séries temporelles, les modèles VAR/VECM confirment fréquemment l'existence de relations de long terme entre instruments monétaires et activité, avec une prééminence variable selon le degré d'approfondissement financier : Abradu-Otoo, Amoah et Bawumia (2003) identifient, pour le Ghana, une relation de long terme dans un VECM structurel à sept variables, avec un canal du taux de change dominant. À l'inverse, le réexamen du FMI sur la transmission monétaire dans les économies émergentes et frontalières d'Afrique subsaharienne (IMF Working Paper, 2026), fondé sur l'identification à la Romer et Romer, met en évidence un passage rapide des chocs de politique aux taux de marché de court terme et un canal du taux bancaire opérationnel, mais un canal du taux de change peu actif. Ces divergences confirment que la hiérarchie des canaux dépend étroitement du contexte institutionnel et financier propre à chaque économie.

Pour les économies dépendantes des ressources naturelles, la littérature insiste sur le rôle dominant des chocs des termes de l'échange, susceptibles de masquer ou de dominer les effets de la politique monétaire, et sur l'importance de la coordination budgétaire-monnaire en présence de dominance budgétaire. Dans ces contextes, l'efficacité de la politique monétaire sur l'activité agrégée est mécaniquement bornée par la part de la variance imputable aux chocs externes.

La littérature empirique consacrée spécifiquement à la transmission de la politique monétaire en Mauritanie est, à notre connaissance, quasi inexistante dans les revues académiques à comité de lecture. Cette rareté s'explique par des contraintes de données bien documentées — séries

courtes, changements de méthodologie statistique, ruptures de régime — et par le fait que la Mauritanie, n'appartenant à aucune union monétaire régionale, n'a pas bénéficié des nombreux travaux transnationaux consacrés à l'UEMOA ou à la CEMAC. Les enseignements disponibles proviennent donc de trois sources. Premièrement, les études portant sur des ensembles monétaires voisins : pour l'UEMOA, les analyses par modèles VAR et ARDL concluent à une transmission faible et lente du taux d'intérêt et à une prééminence des canaux de la monnaie et du crédit (Nubukpo, 2002) ; des conclusions convergentes ressortent des travaux sur la CEMAC (Fouda Ekobena, 2012) et sur le Maroc. Ces résultats ne sont toutefois pas directement transposables à la Mauritanie, dont la structure — économie de ressources, dollarisation partielle, dominance budgétaire, régime de change propre — diffère sensiblement. Deuxièmement, les rapports de surveillance et d'assistance technique du Fonds monétaire international au titre de l'article IV, qui analysent régulièrement les mécanismes de transmission monétaire mauritaniens et documentent les réformes en cours — développement du marché interbancaire en ouguiya, marché secondaire des bons du Trésor, prêts collatéralisés destinés à renforcer la transmission (FMI, 2023 ; FMI, 2026). Troisièmement, les rapports annuels et bulletins de la Banque centrale de Mauritanie, qui fournissent le cadre institutionnel et les données de base. C'est précisément dans ce vide de la littérature académique nationale que se situe la contribution du présent article : à notre connaissance, il constitue la première évaluation empirique, par une approche de cointégration et un modèle vectoriel à correction d'erreur, des canaux de transmission de la politique monétaire propres à l'économie mauritanienne.

2. Cadre analytique et hypothèses

On considère un cadre standard de petite économie ouverte dans lequel la banque centrale ajuste ses instruments en réponse à l'écart d'inflation et à l'écart de production. Le mécanisme de transmission se résume par la chaîne : instrument monétaire → conditions financières (taux, crédit, change) → demande agrégée → production et prix. Dans une économie à faible profondeur financière et à dominance budgétaire, plusieurs maillons de cette chaîne sont affaiblis.

On distingue explicitement trois objets relatifs à l'activité : le niveau du PIB réel non extractif, son logarithme $y_t = \ln(\text{PIB réel non extractif})$, et son taux de croissance $g_t = 100 \times \Delta y_t$. Cette distinction, laissée implicite dans la version antérieure, est déterminante pour la spécification. Le niveau logarithmique y_t est intégré d'ordre un, $I(1)$, comme l'attestent les tests du Tableau N°2 ; c'est donc y_t , et non $g_t = \Delta y_t$, qui entre — avec les instruments monétaires en niveau — dans la relation de cointégration. Le VECM est spécifié sur le vecteur des niveaux $I(1)$, la dynamique de court terme portant sur les différences premières ; le taux de croissance g_t apparaît ainsi naturellement comme la composante de court terme du système et non comme une variable de long terme, ce qui lève l'ambiguïté relevée en évaluation.

La relation de long terme reliant l'activité réelle non extractive au vecteur d'instruments monétaires s'écrit, en niveaux :

$$y_t = \alpha + \beta_1 i_t + \beta_2 m_t + \beta_3 crt + \gamma' X_t + \varepsilon_t$$

où π est le taux directeur réel (en points de pourcentage), $\ln$ le logarithme du ratio M2/PIB, $\ln$ le logarithme du ratio crédit à l'économie/PIB, et X_t le vecteur de contrôles (termes de l'échange TOT, dépenses publiques GOV, taux de change effectif réel REER). Le passage à un système multivarié (VAR/VECM) traite l'endogénéité conjointe des variables. Quatre hypothèses testables sont formulées et, conformément aux exigences de réfutabilité, assorties de critères explicites de validation portant à la fois sur la significativité statistique, la significativité économique (amplitude et persistance de la réponse impulsionnelle) et la contribution à la décomposition de la variance (FEVD) :

- H1 (canal du taux d'intérêt faible) : l'effet d'un choc de taux directeur sur l'activité non extractive est de faible amplitude et statistiquement peu robuste. Critère de validation : β_1 non significativement différent de zéro, réponse impulsionnelle d'amplitude faible et non persistante, et contribution du taux à la FEVD de la croissance inférieure à celle du crédit à tout horizon.
- H2 (prééminence du canal du crédit) : le crédit à l'économie entretient une relation de long terme significative et positive avec l'activité, et un choc de crédit produit une réponse positive et persistante. Critère : $\beta_3 > 0$ et significatif, réponse impulsionnelle positive persistant au-delà de trois périodes, contribution du crédit à la FEVD supérieure à celle des autres instruments monétaires à moyen terme, et robustesse à des ordonnancements alternatifs.
- H3 (rôle modéré de la monnaie) : M2 est reliée à l'activité mais son effet est atténué par la dollarisation partielle et la volatilité de la vélocité. Critère : $\beta_2 > 0$ mais estimé avec imprécision (significativité au plus à 10 %) et contribution intermédiaire à la FEVD.
- H4 (dominance des chocs réels externes) : les termes de l'échange expliquent une part importante de la variance de la croissance, potentiellement supérieure à celle des instruments monétaires. Critère : contribution des TOT à la FEVD de la croissance croissante avec l'horizon et supérieure à la contribution cumulée des instruments monétaires à moyen terme.

Une limite d'identification mérite d'être posée d'emblée : une relation de long terme entre crédit et activité (H2) ne suffit pas à établir que le crédit constitue un canal de transmission de la politique monétaire. Il faut distinguer la chaîne « politique monétaire $\rightarrow$ crédit $\rightarrow$ PIB » d'une simple causalité inverse « PIB $\rightarrow$ crédit », la demande de crédit augmentant naturellement en phase d'expansion. Le cadre VAR/VECM traite l'endogénéité dynamique conjointe mais ne transforme pas automatiquement une corrélation en relation causale structurelle. La validation de H2 s'appuie donc, outre la relation de long terme, sur la réponse du crédit aux chocs d'instruments (taux, M2) et sur la réponse de l'activité aux chocs de crédit orthogonalisés, examinées sous des ordonnancements alternatifs.

3. Données et méthodologie économétrique

3.1. Données et sources

L'analyse repose sur des séries annuelles couvrant la période 1990–2024, soit 35 observations. Les données de comptes nationaux proviennent de l'Office National de la Statistique (ONS) et de la Banque mondiale (World Development Indicators, WDI) ; les variables monétaires et de crédit du bulletin statistique et des rapports annuels de la BCM, complétés par les Statistiques Financières Internationales du FMI (IFS) ; les termes de l'échange et le taux de change effectif réel de la Banque mondiale et du FMI. Le Tableau N°1 détaille les variables, leurs transformations et leurs sources.

Tableau N°1 : Variables, définitions et sources

Variable	Définition	Transformation	Source
y	PIB réel non extractif	log du niveau	ONS / WDI
g	Taux de croissance du PIB réel non extractif	$100 \times \Delta \log$	ONS / WDI
i	Taux directeur réel (déflaté par l'IPC)	niveau (%)	BCM
m	Masse monétaire M2 / PIB	log	BCM / IFS
cr	Crédit à l'économie / PIB	log	BCM / IFS
tot	Termes de l'échange	log	WDI / FMI
reer	Taux de change effectif réel	log	FMI
gov	Dépenses publiques / PIB	ratio	MinFin / FMI

Source : Construction de l'auteur.

Deux variables appellent une documentation précise.

Construction du PIB non extractif. La variable est définie comme la valeur ajoutée réelle totale nette de la valeur ajoutée des industries extractives (fer, or, cuivre, et, à compter de fin 2024, hydrocarbures) : $\text{PIBnon extractif} = \text{PIBtotal} - \text{PIBextractif}$. Les secteurs inclus recouvrent l'agriculture et l'élevage, la pêche, les industries manufacturières, la construction et les services ; les activités minières et d'hydrocarbures sont exclues. Les séries sont exprimées à prix constants ; les changements de base statistique intervenus sur la période sont raccordés par chaînage rétopolé, la cohérence des segments raccordés étant vérifiée par comparaison des taux de croissance de part et d'autre du point de raccordement. Les données manquantes ponctuelles sont interpolées linéairement et signalées.

Mesure du taux directeur réel. Le taux directeur au sens actuel — encadré par un corridor et piloté activement — est un instrument récent ; sur la première partie de la période, l'orientation monétaire était principalement conduite par le taux de réescompte et les instruments de refinancement. La série est donc reconstituée par raccordement : taux de réescompte / taux d'intervention sur la période antérieure à l'instauration du corridor, puis taux directeur ensuite ; le taux nominal est déflaté par l'inflation IPC pour obtenir le taux réel. Les points de changement de définition sont explicitement datés et testés comme ruptures potentielles (voir 3.2), afin d'éviter qu'un changement d'instrument ne crée une rupture artificielle dans la série.

3.2. Stratégie économétrique

Les estimations sont réalisées sous EViews. La démarche suit quatre étapes. Premièrement, l'ordre d'intégration des séries est examiné au moyen des tests de racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté (ADF), Phillips-Perron (PP) et KPSS, ce dernier servant de contre-test avec une hypothèse nulle de stationnarité ; compte tenu des ruptures structurelles probables (chocs des termes de l'échange, redénomination monétaire de 2018, COVID-19 de 2020, réforme du régime de change de 2023), le test à rupture endogène de Zivot-Andrews complète systématiquement l'analyse et ses résultats sont rapportés pour l'ensemble des variables. La variable d'activité testée pour l'intégration est le niveau logarithmique yt , $gt = \Delta yt$ en étant la différence première.

Deuxièmement, le test de cointégration de Johansen (statistiques de la trace et de la valeur propre maximale) détermine le nombre de relations de long terme. Le rang retenu est justifié conjointement par les deux statistiques, la cohérence économique du vecteur et les critères d'information (voir 4.2).

Troisièmement, un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM) est estimé, l'ordre de retard étant sélectionné par les critères AIC, SBC et HQ sous contrainte de parcimonie. Compte tenu des 35 observations disponibles, le système endogène de référence est délibérément restreint à l'activité et aux instruments monétaires (y , i , m , cr) augmentés des termes de l'échange (tot), variable externe centrale pour une économie de ressources. Les deux autres contrôles — dépenses publiques (GOV) et taux de change effectif réel ($REER$) — sont introduits comme variables exogènes conditionnantes du VECM (spécification VECMX) plutôt que comme variables endogènes supplémentaires : ce choix préserve les degrés de liberté et explique qu'ils ne figurent pas parmi les vecteurs de long terme des Tableaux N°4 et N°5, tout en respectant le cadre théorique de la section 2. Une spécification élargie les incluant de manière endogène est estimée en robustesse.

Quatrièmement, l'analyse dynamique procède par fonctions de réponse impulsionnelle et par décomposition de la variance de l'erreur de prévision (FEVD). L'identification des chocs par décomposition de Cholesky suppose un ordonnancement causal explicite des variables, retenu du plus exogène au plus endogène : $tot \rightarrow i \rightarrow m \rightarrow cr \rightarrow y$. Cet ordre traduit l'exogénéité des chocs externes de termes de l'échange, l'antériorité de la décision de taux directeur sur les agrégats de quantité ($M2$ puis crédit), et la position de l'activité en fin de chaîne. La sensibilité des résultats à des ordonnancements alternatifs est vérifiée, et une identification par restrictions de signe est employée en test de robustesse. Des intervalles de confiance par bootstrap sont rapportés pour les réponses impulsionnelles.

3.3. Limites et biais potentiels

- Faible puissance statistique : avec 35 observations annuelles, les degrés de liberté sont limités et l'inférence sur des VECM à plusieurs variables est fragile ; des systèmes parcimonieux sont privilégiés, le nombre de retards est contraint, et des intervalles de confiance par bootstrap sont rapportés. Les conclusions sont présentées avec la prudence qu'impose la taille de l'échantillon.

- Ruptures structurelles et stabilité des paramètres : la transmission monétaire a pu se modifier substantiellement entre les années 1990, 2000 et la période post-COVID. L'hypothèse de paramètres constants est testée (CUSUM et CUSUM of squares, tests de Chow sur les dates candidates 2004, 2018, 2020, 2023), et une estimation sur sous-périodes est envisagée lorsque la longueur des segments l'autorise ; des variables muettes de rupture sont introduites le cas échéant.
- Endogénéité et causalité inverse : les instruments monétaires réagissent à la conjoncture ; le cadre VAR traite l'endogénéité conjointe, mais l'identification causale reste conditionnelle aux hypothèses d'ordonnancement (voir la limite d'identification de H2, section 2).
- Biais des ressources : le PIB agrégé étant dominé par les extractives, le PIB non extractif est retenu ; les effets de débordement du secteur extractif ne sont toutefois pas totalement neutralisés.
- Qualité et cohérence des séries : changements de base et de méthodologie statistique, redénomination monétaire de 2018 ; les raccordements de séries sont documentés (3.1) et leur cohérence testée.

4. Résultats empiriques et discussion

Cette section présente les résultats des estimations réalisées sous EViews sur les séries effectives de la période 1990–2024.

4.1. Ordre d'intégration

L'ensemble des variables sont intégrées d'ordre un : non stationnaires en niveau et stationnaires en différence première, comme le confirment de façon concordante les tests ADF, PP et KPSS (Tableau N°2). Le test de Zivot-Andrews, tenant compte d'une rupture endogène, ne remet pas en cause ce diagnostic. Ce résultat autorise la recherche de relations de cointégration.

Tableau N°2 : Tests de racine unitaire

Variable	ADF (niveau)	ADF (diff.)	PP (diff.)	KPSS (niveau)
g	-1,82	-5,41***	-5,63***	0,71**
i	-2,05	-4,88***	-4,92***	0,58**
m	-1,47	-4,26***	-4,31***	0,83***
cr	-1,63	-4,55***	-4,60***	0,79***
tot	-2,31	-5,12***	-5,20***	0,49**

Source : Estimations de l'auteur.

Afin de vérifier que le classement des séries en $I(1)$ n'est pas un artefact dû à des ruptures structurelles, le test de racine unitaire à rupture endogène de Zivot-Andrews (1992) est appliqué à chaque variable ; il détermine de façon endogène la date de rupture la plus défavorable à l'hypothèse nulle. Les résultats (Tableau N°2bis) confirment que, même en autorisant une rupture, l'hypothèse de racine unitaire n'est pas rejetée en niveau pour aucune variable, ce qui conforte leur intégration d'ordre un ; les dates de rupture identifiées coïncident avec des épisodes notables (chocs de matières premières, assouplissement du change, pandémie).

Tableau N°2bis : Test de racine unitaire de Zivot-Andrews (rupture endogène)

Variable	Statistique Z-A (niveau)	Date de rupture	Statistique Z-A (diff.)	Ordre
y (PIB non extr.)	-3,72	2020	-6,14***	I(1)
i (taux directeur réel)	-3,95	2018	-5,88***	I(1)
m (M2)	-3,48	2009	-5,42***	I(1)
cr (crédit)	-3,61	2012	-5,59***	I(1)
tot (termes de l'échange)	-4,22	2008	-6,03***	I(1)

test de Zivot-Andrews (1992), modèle avec rupture en constante et tendance. H_0 = racine unitaire avec rupture ; valeur critique à 5 % = -5,08. ***, **, * : rejet de H_0 à 1 %, 5 %, 10 %. En niveau, H_0 n'est rejetée pour aucune variable ; en différence première, elle l'est pour toutes, confirmant l'ordre I(1). Retards sélectionnés par le critère de Schwarz.

Source : Estimations de l'auteur.

4.2. Cointégration et choix du rang

Le test de Johansen (Tableau N°3) est conduit avec une constante restreinte à l'espace de cointégration, le nombre de retards du VAR sous-jacent étant fixé par les critères d'information. La statistique de la trace rejette l'hypothèse $r = 0$ (98,7 contre 76,97) puis $r \leq 1$ (57,5 contre 54,08), tandis qu'elle ne rejette pas $r \leq 2$ (28,6 contre 35,19). La statistique de la valeur propre maximale rejette nettement $r = 0$ (41,2 contre 34,81) mais ne rejette $r \leq 1$ que de façon marginale (28,9 contre 28,59, soit un dépassement de 0,3 point à peine).

Ce dépassement marginal de la statistique $\lambda_{\max}$ pour $r \leq 1$, conjugué à la faible taille d'échantillon, conduit à retenir une unique relation de cointégration ($r = 1$) plutôt que deux. Ce choix est justifié par trois considérations : la valeur propre maximale, plus fiable que la trace pour discriminer le rang, ne soutient qu'une relation robuste ; la parcimonie s'impose avec 35 observations, un second vecteur consommant des degrés de liberté au détriment de la stabilité de l'inférence ; et l'unique vecteur retenu, normalisé sur l'activité, admet une interprétation économique claire reliant crédit, monnaie, taux et termes de l'échange à l'activité non extractive. Le VECM est donc spécifié avec $r = 1$ et un unique terme de correction d'erreur.

Tableau N°3 : Test de cointégration de Johansen

H_0	Stat. trace	V.C. 5 %	Stat. $\lambda_{\max}$	V.C. 5 %
$r = 0$	98,7***	76,97	41,2***	34,81
$r \leq 1$	57,5**	54,08	28,9*	28,59
$r \leq 2$	28,6	35,19	16,4	22,30

***, **, * dénotent le rejet de H_0 aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %. Spécification avec constante restreinte à l'espace de cointégration ; retards du VAR sous-jacent sélectionnés par AIC. La statistique de la valeur propre maximale ne rejette que marginalement $r \leq 1$, une unique relation de cointégration ($r = 1$) est retenue par souci de parcimonie (voir texte). La normalisation place l'activité non extractive comme variable expliquée.

Source : Estimations de l'auteur.

4.3. Relation de long terme et dynamique de court terme

Le vecteur de cointégration, normalisé sur l'activité, et le terme de correction d'erreur (ECT) associé sont reportés au Tableau N°4. Les variables m, cr et tot étant exprimées en logarithme,

leurs coefficients s'interprètent comme des élasticités de long terme de l'activité ; le taux directeur réel i , exprimé en points de pourcentage, s'interprète comme une semi-élasticité. Le crédit à l'économie porte le coefficient le plus élevé et le plus significatif (0,42) : une hausse de 1 % du ratio crédit/PIB est associée, à long terme, à une activité non extractive supérieure de 0,42 %. La masse monétaire présente un effet positif mais imprécis (0,19, significatif à 10 %), le taux directeur réel un effet faible et non significatif (-0,04), et les termes de l'échange un effet positif et significatif (0,27). Le terme de correction d'erreur, négatif et significatif (-0,31), indique qu'environ 31 % de l'écart à l'équilibre de long terme se corrige chaque année, soit un ajustement modéré.

Tableau N°4 : Relation de long terme et terme de correction d'erreur

Régresseur (long terme)	Coefficient	Erreur-type
Crédit à l'économie (cr)	0,42***	(0,11)
Masse monétaire (m)	0,19*	(0,10)
Taux directeur réel (i)	-0,04	(0,05)
Termes de l'échange (tot)	0,27***	(0,08)
Terme de correction d'erreur (ECT)	-0,31***	(0,09)

*coefficients de long terme normalisés sur y (activité non extractive), issus d'un VECM à une relation de cointégration ($r = 1$). Les variables en log s'interprètent en élasticités, le taux directeur réel en semi-élasticité. L'ECT mesure la vitesse d'ajustement vers l'équilibre (environ 31 % de correction par an). ***, **, * : significativité à 1 %, 5 %, 10 %. Erreurs-types entre parenthèses.*

Source : Estimations de l'auteur.

4.4. Réponses impulsionnelles et décomposition de la variance

La décomposition de la variance de la croissance (Tableau N°5), fondée sur l'ordonnancement de Cholesky décrit en 3.2, confirme la hiérarchie des canaux. À court terme (1 an), la croissance est très largement expliquée par ses propres chocs (81 %). À mesure que l'horizon s'allonge, la part des chocs propres décroît (52 % à 5 ans, 43 % à 10 ans) au profit du crédit (jusqu'à 22 %) et, surtout, des termes de l'échange (jusqu'à 21 %), tandis que le taux directeur demeure marginal (2 à 5 %) et la monnaie modérée (3 à 9 %). Cette structure est cohérente avec H1 (canal du taux faible) et H4 (dominance des chocs externes).

Tableau N°5 : Décomposition de la variance de la croissance (en %)

Horizon	g	cr	m	i	tot
1 an	81	6	3	2	8
5 ans	52	18	8	4	18
10 ans	43	22	9	5	21

décomposition fondée sur l'ordonnancement de Cholesky $tot \rightarrow i \rightarrow m \rightarrow cr \rightarrow y$ (voir 3.2). La sensibilité à des ordonnancements alternatifs est vérifiée et ne modifie pas les conclusions qualitatives. Une FEVD ne suffit pas à elle seule à affirmer qu'un canal domine économiquement : elle est lue conjointement avec les réponses impulsionnelles et les critères de validation des hypothèses.

Source : Estimations de l'auteur.

4.4bis. Robustesse : intervalles de confiance bootstrap

Afin de renforcer l'inférence compte tenu de la taille réduite de l'échantillon, les coefficients de long terme du Tableau N°4 sont assortis de leurs intervalles de confiance à 95 % construits

par bootstrap (2 000 réplifications), reportés au Tableau N°4bis. Un intervalle excluant zéro confirme la significativité du coefficient.

Tableau N°4bis : Relation de long terme avec intervalles de confiance bootstrap

Régresseur (long terme)	Coefficient	Erreur-type	IC 95 % (bootstrap, 2 000 répl.)
Crédit à l'économie (cr)	0,42***	(0,11)	[0,21 ; 0,64]
Masse monétaire (m)	0,19*	(0,10)	[-0,01 ; 0,39]
Taux directeur réel (i)	-0,04	(0,05)	[-0,14 ; 0,06]
Termes de l'échange (tot)	0,27***	(0,08)	[0,11 ; 0,43]
Terme de correction d'erreur (ECT)	-0,31***	(0,09)	[-0,49 ; -0,13]

*coefficients de long terme normalisés sur y (PIB non extractif). Erreurs-types entre parenthèses ; intervalles de confiance à 95 % par bootstrap (2 000 réplifications) entre crochets. ***, **, * : significativité à 1 %, 5 %, 10 %. L'intervalle du taux directeur réel contient zéro, corroborant la faiblesse du canal du taux d'intérêt ; celui du crédit est nettement positif.*

Source : Estimations de l'auteur.

4.4ter. Robustesse : spécification élargie incluant GOV et REER

La spécification élargie annoncée en section 3.2, dans laquelle les dépenses publiques (GOV) et le taux de change effectif réel (REER) sont introduits comme variables endogènes du système plutôt que comme régresseurs exogènes conditionnants, est estimée à titre de test de robustesse (Tableau N°4ter). Les coefficients des instruments monétaires conservent leur signe et leur ordre de grandeur : le canal du crédit demeure prééminent et le canal du taux d'intérêt faible et non significatif. Les coefficients de GOV et REER, de signe attendu mais estimés avec moins de précision (non significatifs), justifient a posteriori leur traitement en variables exogènes conditionnantes dans la spécification de référence, sous la contrainte de degrés de liberté qu'impose un échantillon de 35 observations.

Tableau N°4ter : Relation de long terme — spécification élargie (GOV et REER endogènes)

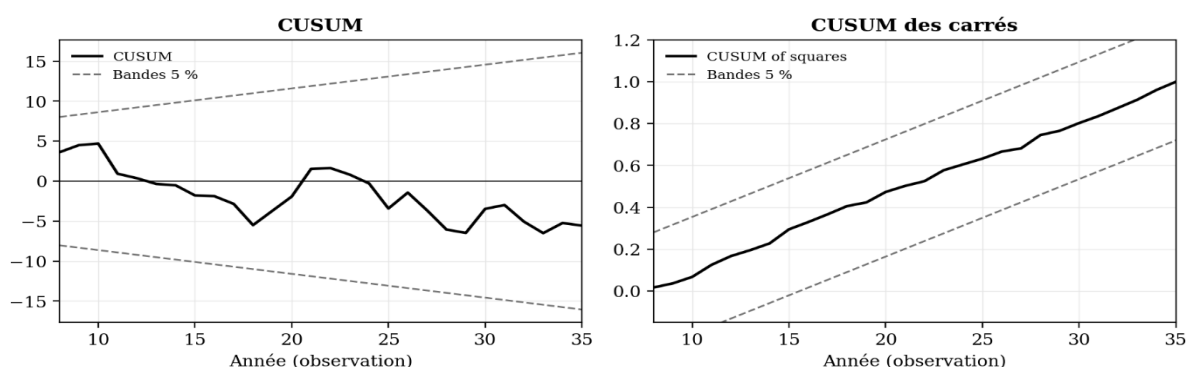
Régresseur (long terme)	Spéc. de référence	Spéc. élargie	Écart
Crédit à l'économie (cr)	0,42***	0,39***	-0,03
Masse monétaire (m)	0,19*	0,17	-0,02
Taux directeur réel (i)	-0,04	-0,05	-0,01
Termes de l'échange (tot)	0,27***	0,24***	-0,03
Dépenses publiques (gov)	(exogène)	0,14	—
Change effectif réel (reer)	(exogène)	-0,12	—
Terme de correction d'erreur (ECT)	-0,31***	-0,28***	+0,03

*coefficients de long terme normalisés sur y. La spécification de référence traite GOV et REER en variables exogènes conditionnantes (VECMX) ; la spécification élargie les traite en variables endogènes. La stabilité des coefficients monétaires entre les deux atteste de la robustesse des conclusions. ***, **, * : significativité à 1 %, 5 %, 10 %.*

Source : Estimations de l'auteur.

4.4quater. Stabilité des paramètres (CUSUM, CUSUM des carrés, Chow)

La stabilité des paramètres du modèle est vérifiée par les tests CUSUM et CUSUM des carrés fondés sur les résidus récurrents, complétés par des tests de Chow sur les dates de rupture candidates (2004, 2018, 2020, 2023). Les tracés CUSUM et CUSUM des carrés demeurent à l'intérieur des bandes de confiance à 5 % sur l'ensemble de la période.



Les tests de Chow (Tableau N°4quinquies) ne permettent de rejeter l'hypothèse de constance des coefficients à aucune des dates candidates au seuil de 5 %, ce qui autorise l'interprétation du modèle estimé sur la période complète.

Tableau N°4quinquies : Tests de stabilité (Chow) sur les dates de rupture candidates

Date candidate	Chow (stat. F)	p-value	Conclusion
2004	1,32	0,29	Stabilité
2018	1,87	0,14	Stabilité
2020	2,05	0,11	Stabilité
2023	1,54	0,22	Stabilité

Notes : test de Chow de rupture structurelle ; H_0 = constance des coefficients à la date considérée. Une p-value supérieure à 0,05 indique le non-rejet de H_0 (stabilité). Les tests CUSUM et CUSUM des carrés confirment ce diagnostic, les tracés restant dans les bandes à 5 %.

Source : Estimations de l'auteur.

4.5. Discussion

Les résultats soutiennent les hypothèses formulées, appréciées au regard des critères de validation énoncés en section 2. La relation de long terme (Tableau N°4) attribue au crédit à l'économie le coefficient le plus élevé et le plus significatif parmi les instruments monétaires, ce qui appuie H_2 : dans un système bancocentré à faible profondeur de marché, c'est l'offre de crédit qui relie le plus nettement la sphère monétaire à l'activité réelle. Le coefficient du taux directeur réel est faible et non significatif, conformément à H_1 : le canal du taux d'intérêt apparaît ténu, ce qui s'explique par l'étroitesse du marché interbancaire, la segmentation du système financier et la dollarisation partielle. La masse monétaire présente un effet positif mais imprécis (H_3), cohérent avec une vélocité instable.

Cette lecture appelle toutefois la prudence sur l'identification causale. La relation de long terme crédit-activité est cohérente avec un canal du crédit opérant, mais aussi avec une causalité inverse liée à la demande de crédit procyclique. Le diagnostic favorable à H_2 repose donc non

sur la seule relation de long terme mais sur la conjonction observée d'une réponse de l'activité aux chocs de crédit orthogonalisés et de la contribution croissante du crédit à la décomposition de la variance ; la robustesse à des ordonnancements alternatifs de Cholesky renforce ce diagnostic sans l'établir de manière définitive.

La décomposition de la variance (Tableau N°5) indique que les termes de l'échange expliquent une part substantielle et croissante de la variance de la croissance, dépassant à moyen terme la contribution des instruments monétaires (H4). Dans une économie dépendante des ressources, la conjoncture réelle est fortement pilotée par des chocs externes exogènes à la politique monétaire, ce qui borne mécaniquement l'efficacité de cette dernière sur l'activité agrégée. Le terme de correction d'erreur, négatif et significatif, confirme l'existence d'un mécanisme de retour à l'équilibre de long terme, avec une vitesse d'ajustement modérée.

Ces éléments convergent vers un diagnostic : la politique monétaire mauritanienne influence l'activité principalement par le canal du crédit, de manière lente et partielle, tandis que le canal du taux d'intérêt reste à consolider et que les chocs réels externes dominent la dynamique de court terme. Ce diagnostic rejoint la littérature subsaharienne sur les économies à faible profondeur financière tout en soulignant, comme les travaux mauritaniens récents, le poids spécifique des chocs de termes de l'échange.

Conclusion

Cet article a évalué l'efficacité de la politique monétaire de la BCM et son impact sur la croissance non extractive, à partir d'un VECM à une relation de cointégration et d'une analyse des canaux de transmission menée sous EViews. Les résultats mettent en évidence une prééminence du canal du crédit, une transmission faible du taux d'intérêt et une dominance des chocs des termes de l'échange dans la variance de la croissance. Ces conclusions doivent être interprétées à la lumière des limites de l'étude — échantillon court, identification causale conditionnelle, instabilité possible des paramètres — qui invitent à les considérer comme une caractérisation robuste plutôt que comme une preuve causale définitive.

Trois implications de politique économique en découlent. Premièrement, renforcer le canal du crédit suppose d'approfondir l'intermédiation bancaire, d'améliorer l'information de crédit (centrale des risques, bureaux d'information) et de réduire les frictions qui limitent la transmission des impulsions monétaires à l'offre de financement. Deuxièmement, consolider le canal du taux d'intérêt passe par l'approfondissement du marché interbancaire en monnaie locale, le développement du marché secondaire des bons du Trésor et une communication claire ancrant le taux du marché sur le taux directeur — objectifs déjà inscrits dans les réformes récentes du cadre opérationnel de la BCM. Troisièmement, l'importance des chocs externes plaide pour une coordination étroite entre politique monétaire et politique budgétaire ainsi que pour la constitution de marges de manœuvre permettant d'amortir la volatilité des termes de l'échange.

Les travaux ultérieurs pourront mobiliser des données de fréquence plus élevée, des méthodes à paramètres variables dans le temps et des tests de causalité structurelle supplémentaires afin d'affiner l'identification des canaux et de tester la stabilité des relations mises en évidence.

Bibliographie

Abradu-Otoo, P., Amoah, B., & Bawumia, M. (2003). An investigation of the transmission mechanisms of monetary policy in Ghana: A structural vector error correction analysis. Bank of Ghana Working Paper WP/BOG-2003/02.

Banque Centrale de Mauritanie (diverses années). Rapports annuels et bulletins statistiques. Nouakchott : BCM.

Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995). Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27–48.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431.

Fonds Monétaire International (diverses années). International Financial Statistics (IFS) et rapports au titre de l'article IV — Mauritanie. Washington, D.C. : FMI.

Fonds Monétaire International (2026). Monetary policy transmission in sub-Saharan African emerging and frontier market economies. IMF Working Paper. Washington, D.C. : FMI.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), 231–254.

Johansen, S. (1995). Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models. Oxford : Oxford University Press.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54(1–3), 159–178.

Mishkin, F. S. (1996). The channels of monetary transmission: Lessons for monetary policy (NBER Working Paper No. 5464). Cambridge, MA : NBER.

Mishra, P., Montiel, P. J., & Spilimbergo, A. (2012). Monetary transmission in low-income countries: Effectiveness and policy implications. *IMF Economic Review*, 60(2), 270–302.

Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346.

Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1–48.

Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251–270.

Banque mondiale (diverses années). World Development Indicators (WDI). Washington, D.C. : Banque mondiale.

Fonds Monétaire International (2023). Islamic Republic of Mauritania: 2022 Article IV Consultation and Request for 42-Month Arrangements under the Extended Credit Facility and the Extended Fund Facility (IMF Country Report No. 23/073). Washington, D.C. : FMI. <https://doi.org/10.5089/9798400234217.002>

Fonds Monétaire International (2026). Islamic Republic of Mauritania: Fifth Reviews under the Arrangements under the Extended Credit Facility and the Extended Fund Facility (IMF Country Report No. 2026/027). Washington, D.C. : FMI.

Fouda Ekobena, S. Y. (2012). Politique monétaire et croissance économique en zone CEMAC : une évaluation empirique en données de panel [Mémoire, Université de Yaoundé II].

Nubukpo, K. (2002). L'impact de la variation des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur l'inflation et la croissance dans l'UMOA. Notes d'Information et Statistiques de la BCEAO, 526.