

Output gap et transmission de la politique monétaire dans l'UEMOA : une analyse de l'asymétrie cyclique

Output Gap and Monetary Policy Transmission in WAEMU: A Cyclical Asymmetry Analysis

DIA Serigne Moussa

Enseignant chercheur

Laboratoire Interdisciplinaire de Recherche en Sciences Sociales (LIRSS)

Montpellier Business School Dakar | Université Alioune Diop de Bambey

Sénégal.

Date de soumission : 15/11/2025

Date d'acceptation : 07/01/2026

Pour citer cet article :

DIA. SM (2026) « Output gap et transmission de la politique monétaire dans l'UEMOA : une analyse de l'asymétrie cyclique », Revue Internationale du chercheur «Volume 7 : Numéro 1» pp : 279-302

Digital Object Identifier: <https://doi.org/10.5281/zenodo.18809457>

RÉSUMÉ

Cet article examine comment la position cyclique de l'économie, mesurée par l'output gap, conditionne la transmission de la politique monétaire dans l'Union Économique et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA). En exploitant un panel de données couvrant les huit pays membres sur la période 2000-2022, nous établissons trois résultats principaux. Premièrement, la transmission de la politique monétaire au crédit est significativement plus forte en période de récession qu'en période d'expansion : une hausse de 100 points de base du taux directeur réduit la croissance du crédit de 2,45% lorsque l'output gap est négatif, contre seulement 1,28% lorsqu'il est positif. Deuxièmement, cette asymétrie est robuste à l'utilisation de différentes méthodes d'estimation de l'output gap (filtre HP, fonction de production, filtre de Kalman). Troisièmement, l'hétérogénéité entre pays est substantielle : la Côte d'Ivoire et le Sénégal présentent une transmission plus efficace que le Niger ou la Guinée-Bissau. Ces résultats suggèrent que la BCEAO devrait intégrer la position cyclique dans sa stratégie de communication et potentiellement calibrer différemment ses interventions selon les phases du cycle économique.

Mots-clés : Output gap, transmission monétaire, asymétrie cyclique, UEMOA, BCEAO, canal du crédit, politique monétaire non-linéaire

Classification JEL : E32, E43, E52, E58, O55

ABSTRACT

This paper examines how the cyclical position of the economy, as measured by the output gap, conditions monetary policy transmission in the West African Economic and Monetary Union (WAEMU). Using a panel dataset covering all eight member countries over the 2000-2022 period, we establish three main findings. First, monetary policy transmission to credit is significantly stronger during recessions than during expansions: a 100 basis point increase in the policy rate reduces credit growth by 2.45% when the output gap is negative, compared to only 1.28% when it is positive. Second, this asymmetry is robust to the use of alternative output gap estimation methods (HP filter, production function approach, Kalman filter). Third, cross-country heterogeneity is substantial: Côte d'Ivoire and Senegal exhibit more effective transmission than Niger or Guinea-Bissau. These findings suggest that the BCEAO should incorporate the cyclical position into its communication strategy and potentially calibrate its interventions differently depending on the phase of the business cycle.

Keywords: Output gap, monetary transmission, cyclical asymmetry, WAEMU, BCEAO, credit channel, nonlinear monetary policy

JEL Classification: E32, E43, E52, E58, O55

INTRODUCTION

La politique monétaire opère-t-elle de manière symétrique au cours du cycle économique ? Cette question, au cœur des débats contemporains en macroéconomie monétaire, revêt une importance particulière pour les unions monétaires de pays en développement où les marges de manœuvre sont contraintes et où l'efficacité de la politique commune conditionne la soutenabilité de l'intégration régionale. Dans l'Union Économique et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA), la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) doit naviguer entre des économies structurellement hétérogènes et des positions cycliques souvent désynchronisées, rendant la question de l'asymétrie de transmission particulièrement saillante.

La théorie économique offre plusieurs arguments en faveur d'une transmission asymétrique. Du côté de la demande de crédit, le modèle d'accélérateur financier de Bernanke, Gertler et Gilchrist (1999) prédit que les contraintes de financement des entreprises sont plus serrées en récession, amplifiant l'effet des chocs de politique monétaire sur l'investissement. Du côté de l'offre de crédit, les modèles de capital bancaire (Van den Heuvel, 2002) suggèrent que les banques sous-capitalisées ; situation plus fréquente en bas de cycle ; réagissent plus fortement aux resserrements. Ces mécanismes théoriques convergent vers une prédiction testable : l'effet de la politique monétaire sur le crédit devrait être plus prononcé lorsque l'output gap est négatif. Empiriquement, cette asymétrie a été documentée dans les économies avancées. Tenreyro et Thwaites (2016), utilisant des données américaines, montrent que les effets de la politique monétaire sur le PIB sont significativement plus forts en récession. Angrist, Jordà et Kuersteiner (2018) confirment ce résultat avec une méthodologie causale rigoureuse. Pour les économies émergentes, Brandão-Marques, Gelos, Harber, Nier et Rawat (2020) établissent que la transmission est généralement plus faible et plus variable, mais n'examinent pas systématiquement le rôle de la position cyclique. Pour l'Afrique subsaharienne, et singulièrement pour l'UEMOA, cette question demeure largement inexplorée.

La littérature sur l'UEMOA a longtemps conclu à une inefficacité structurelle de la politique monétaire (Combey & Nubukpo, 2010). Toutefois, ces conclusions méritent d'être nuancées à la lumière de notre approche non linéaire. En effet, les études antérieures reposaient généralement sur des modèles linéaires qui estiment un effet moyen, masquant potentiellement des variations significatives selon la position cyclique. Notre approche par interaction permet de révéler que l'inefficacité apparente pourrait en partie refléter une hétérogénéité cyclique non modélisée : la transmission serait faible en expansion (ce qui tire l'estimation moyenne vers

zéro) mais substantielle en récession. Cette distinction a des implications majeures pour l'évaluation de la politique monétaire dans l'UEMOA.

Cet article vise à combler ce gap en testant, pour la première fois à notre connaissance, le rôle de l'output gap dans la transmission de la politique monétaire au sein d'une union monétaire africaine. Notre contribution est quadruple. **Premièrement**, nous construisons des séries d'output gap pour les huit pays de l'UEMOA sur la période 2000-2022, en utilisant plusieurs méthodes complémentaires (filtre HP, fonction de production, filtre de Kalman) afin de tester la robustesse de nos résultats. **Deuxièmement**, nous développons un cadre économétrique permettant d'estimer l'effet conditionnel de la politique monétaire selon la position cyclique, en contrôlant les effets fixes pays et les chocs communs. **Troisièmement**, nous explorons l'hétérogénéité entre pays membres et identifions les facteurs structurels qui l'expliquent. **Quatrièmement**, nous tirons les implications pour la conduite de la politique monétaire par la BCEAO.

Nos résultats principaux peuvent se résumer en trois points. *Premier résultat* : la transmission de la politique monétaire au crédit présente une asymétrie cyclique significative. Dans notre spécification préférée, une hausse de 100 points de base du taux directeur réduit la croissance du crédit de 2,45 points de pourcentage lorsque l'output gap est inférieur à zéro, contre seulement 1,28 point lorsqu'il est positif. Cette différence (1,17 pp) est statistiquement significative au seuil de 1%. *Deuxième résultat* : l'asymétrie est robuste à l'utilisation de différentes mesures d'output gap et de différentes spécifications économétriques. *Troisième résultat* : l'hétérogénéité entre pays est substantielle, les économies plus développées financièrement (Côte d'Ivoire, Sénégal) présentant une transmission plus forte et moins asymétrique.

L'article est organisé comme suit. La section 2 présente une revue de littérature sur l'asymétrie cyclique de la transmission monétaire. La section 3 décrit les données et la construction de l'output gap. La section 4 expose la stratégie économétrique et justifie les choix méthodologiques. La section 5 présente les résultats empiriques. La section 6 discute les implications et conclut.

1. REVUE DE LITTÉRATURE

1.1. Fondements théoriques de l'asymétrie cyclique

1.1.1. L'accélérateur financier et les contraintes de bilan

Le cadre théorique dominant pour analyser l'asymétrie cyclique de la politique monétaire est le modèle d'accélérateur financier, développé par Bernanke et Gertler (1989) et formalisé dans un cadre d'équilibre général par Bernanke, Gertler et Gilchrist (1999). Ce modèle repose sur l'idée que les imperfections des marchés de crédit ; asymétries d'information, coûts de vérification ; créent un écart (spread) entre le coût du financement externe et le coût d'opportunité des fonds internes. Cet écart, appelé « prime de financement externe », dépend négativement de la richesse nette de l'emprunteur : plus l'entreprise dispose de collatéral, plus elle peut emprunter à bas coût.

Le mécanisme d'accélération émerge de l'interaction entre la prime de financement externe et le cycle économique. En récession, la baisse des profits et des prix d'actifs érode la richesse nette des entreprises, augmentant leur prime de financement externe et réduisant leur investissement. Cette contraction de l'investissement approfondit la récession, créant un cercle vicieux d'amplification. Symétriquement, en expansion, l'amélioration des bilans réduit la prime de financement et stimule l'investissement.

Ce cadre génère une prédiction directe sur l'asymétrie de la politique monétaire. Un resserrement monétaire en récession frappe des entreprises déjà fragilisées, dont les bilans sont dégradés et les contraintes de financement serrées. L'impact sur l'investissement et la demande de crédit est donc amplifié. À l'inverse, un resserrement en expansion touche des entreprises dont les bilans sont sains et qui disposent de marges de manœuvre pour absorber le choc. Kiyotaki et Moore (1997) proposent un mécanisme complémentaire basé sur les contraintes de collatéral : les fluctuations des prix d'actifs (immobilier, équipement) affectent la capacité d'emprunt des entreprises, générant également des non-linéarités dans la transmission.

1.1.2. Le canal du capital bancaire

Du côté de l'offre de crédit, le canal du capital bancaire (Van den Heuvel, 2002 ; Gambacorta & Mistrulli, 2004) fournit un mécanisme supplémentaire d'asymétrie. Les banques sont soumises à des exigences réglementaires de fonds propres (ratios de Bâle) et peuvent également maintenir des coussins de capital volontaires pour absorber les pertes imprévues. Un resserrement monétaire réduit les profits bancaires (via la contraction de l'activité et

l'augmentation des défauts) et peut ainsi éroder les ratios de capital, contraignant l'offre de crédit.

Ce canal est naturellement asymétrique. En récession, les banques sont confrontées à une hausse des provisions pour créances douteuses qui pèse sur leurs fonds propres. Un resserrement monétaire dans ce contexte accentue la pression sur les ratios de capital, pouvant conduire à un rationnement brutal du crédit (credit crunch). En expansion, les banques disposent généralement de coussins de capital confortables qui leur permettent d'absorber l'impact d'un resserrement sans réduire significativement leur offre de crédit. Peek et Rosengren (2000) et Kishan et Opiela (2000) fournissent des preuves empiriques de ce canal pour les États-Unis.

1.1.3. Le canal du taux d'intérêt en présence de rigidités nominales

Les modèles néo-keynésiens mettent en avant les rigidités nominales des prix et des salaires comme source potentielle d'asymétrie. Dans le cadre de Calvo (1983), les entreprises ajustent leurs prix de manière échelonnée, créant une dispersion des prix relatifs coûteuse en termes de bien-être. L'ampleur de cette dispersion, et donc l'effet réel de la politique monétaire, peut dépendre de la position dans le cycle. Ball et Mankiw (1994) suggèrent que les rigidités à la baisse des salaires sont plus fortes qu'à la hausse, ce qui implique une transmission asymétrique.

1.2. Évidence empirique sur l'asymétrie cyclique

1.2.1. Études sur les économies avancées

L'asymétrie cyclique de la politique monétaire a fait l'objet d'une attention empirique croissante depuis les travaux pionniers de Cover (1992), qui documente une asymétrie entre resserrements et assouplissements aux États-Unis. Morgan (1993) et Ravn et Sola (2004) confirment ce résultat avec différentes méthodologies. Weise (1999), utilisant un modèle VAR à transition lisse, montre que les effets de la politique monétaire sont plus forts en récession.

L'article de référence récent est celui de Tenreyro et Thwaites (2016), publié dans l'*American Economic Journal: Macroeconomics*. Utilisant des données américaines de 1969 à 2008 et une méthodologie de projection locale à la Jordà (2005), ils établissent que l'effet d'un choc de politique monétaire sur le PIB est environ deux fois plus fort en récession qu'en expansion. Angrist, Jordà et Kuersteiner (2018), dans la *Review of Economics and Statistics*, confirment

ce résultat avec une approche causale rigoureuse basée sur les instruments de Romer et Romer (2004).

Pour la zone euro, Peersman et Smets (2002) montrent, à l'aide d'un VAR structurel, que la transmission de la politique monétaire est hétérogène entre pays membres et dépend de caractéristiques structurelles comme le développement financier. Ciccarelli, Maddaloni et Peydró (2015) documentent le rôle amplificateur du canal du crédit bancaire pendant la crise financière de 2008-2009, période où l'output gap était fortement négatif dans la plupart des économies européennes.

1.2.2. Études sur les économies émergentes et en développement

La littérature sur la transmission monétaire dans les économies émergentes et en développement est plus récente et moins consensuelle. Mishra, Montiel et Spilimbergo (2012), dans une étude de panel couvrant 60 pays, montrent que la transmission est généralement plus faible dans les pays à faible revenu, attribuant ce résultat au manque de profondeur des marchés financiers et à l'importance du secteur informel. Brandão-Marques et al. (2020) confirment que la transmission est plus variable et moins prévisible dans les économies émergentes.

Pour l'Afrique subsaharienne, Saxegaard (2006) et Nguyen et Boateng (2015) documentent le rôle de la surliquidité bancaire comme facteur d'atténuation de la transmission. Kabundi et Mlachila (2019) comparent la transmission dans différentes zones monétaires africaines (UEMOA, CEMAC, Zone Rand), établissant que l'UEMOA présente la transmission la plus faible. Cependant, aucune de ces études n'examine systématiquement le rôle de la position cyclique.

1.3. L'output gap : mesure et enjeux méthodologiques

L'output gap, défini comme l'écart en pourcentage entre le PIB observé et le PIB potentiel, est une variable non observée qui doit être estimée. Cette caractéristique soulève des enjeux méthodologiques importants, car les conclusions sur l'asymétrie de la politique monétaire peuvent dépendre de la méthode d'estimation retenue. La littérature distingue trois grandes approches.

Les méthodes statistiques univariées, comme le filtre de Hodrick-Prescott (1997), extraient la tendance du PIB en minimisant un critère combinant lissage et fidélité aux données. Le paramètre de lissage λ (typiquement 100 pour données annuelles, 1600 pour données trimestrielles) gouverne le compromis. Hamilton (2018) critique cette approche pour ses

propriétés de fin d'échantillon et propose une alternative basée sur une régression du PIB sur ses valeurs passées. Malgré ces limites, le filtre HP demeure notre méthode de référence pour plusieurs raisons pragmatiques : (i) il permet une comparaison directe avec la littérature antérieure sur l'UEMOA qui utilise majoritairement cette méthode ; (ii) les données annuelles atténuent certains biais de fin d'échantillon ; (iii) nous testons systématiquement la robustesse avec des méthodes alternatives. Il convient néanmoins de reconnaître que dans des économies sujettes à des chocs structurels fréquents comme celles de l'UEMOA, le filtre HP peut confondre tendance et cycle, ce qui invite à une interprétation prudente des résultats.

Les méthodes de fonction de production estiment le PIB potentiel comme le niveau de production cohérent avec une utilisation « normale » des facteurs (travail, capital). Cette approche, utilisée par le FMI et l'OCDE, nécessite des données sur les stocks de capital et le chômage structurel, souvent peu disponibles dans les pays en développement.

Les méthodes de filtrage multivarié (filtre de Kalman, modèles à composantes inobservées) exploitent les relations économiques entre l'output gap et d'autres variables (inflation, chômage) pour améliorer l'estimation. Borio, Disyatat et Juselius (2017) proposent d'intégrer des variables financières dans l'estimation.

Pour l'UEMOA, l'estimation de l'output gap pose des défis spécifiques : données trimestrielles limitées, révisions fréquentes, secteur informel important. Notre stratégie consiste à utiliser plusieurs méthodes et à tester la robustesse de nos résultats à ces choix méthodologiques.

1.4. Spécificités structurelles de la transmission dans l'UEMOA

Au-delà des mécanismes théoriques généraux, la transmission monétaire dans l'UEMOA présente des caractéristiques structurelles qui conditionnent l'analyse de l'asymétrie cyclique. Trois éléments méritent une attention particulière.

Premièrement, la surliquidité bancaire chronique. Les banques de l'UEMOA détiennent structurellement des réserves excédentaires importantes, ce qui atténue leur dépendance au refinancement de la BCEAO et donc leur sensibilité aux variations du taux directeur (Saxegaard, 2006). Cette surliquidité pourrait cependant jouer différemment selon le cycle : en récession, la préférence pour la liquidité augmente, rendant les banques plus réactives aux signaux de politique monétaire.

Deuxièmement, la faible sensibilité des taux débiteurs. Le pass-through des taux directeurs vers les taux bancaires reste limité dans l'UEMOA, en raison notamment de la faible concurrence

interbancaire et des marges élevées pratiquées par les établissements de crédit. Cette rigidité des taux débiteurs implique que le canal du coût du crédit opère avec moins d'intensité que dans les économies avancées.

Troisièmement, la segmentation du marché du crédit. Le marché du crédit de l'UEMOA est fortement segmenté entre grandes entreprises (souvent filiales de groupes étrangers) et PME locales. Les premières ont accès à des conditions de financement proches des standards internationaux, tandis que les secondes font face à un rationnement structurel du crédit. Cette segmentation suggère que la transmission monétaire pourrait varier selon la composition du tissu productif de chaque pays membre.

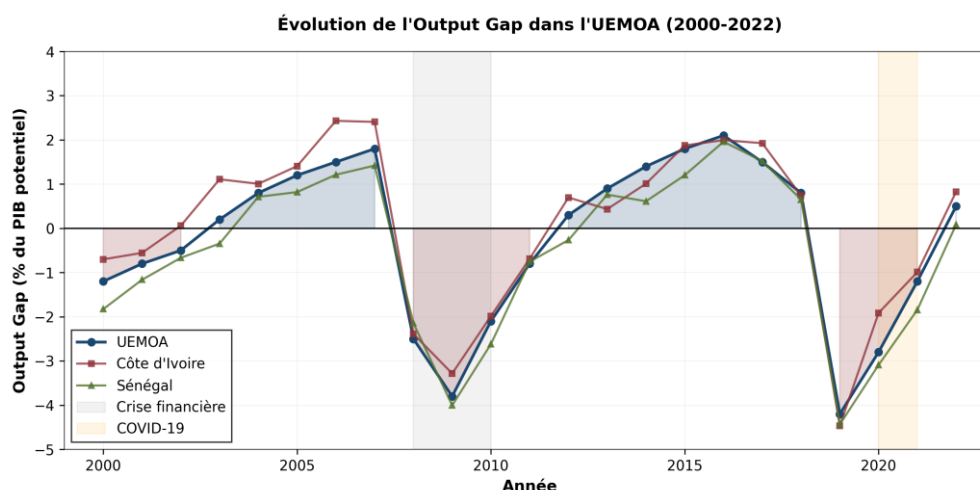
Ces spécificités structurelles seront mobilisées dans l'interprétation de nos résultats empiriques et dans la formulation de pistes de réflexion pour la politique monétaire.

2. DONNÉES ET CONSTRUCTION DE L'OUTPUT GAP

2.1. Sources et échantillon

Notre analyse repose sur un panel des huit pays de l'UEMOA (Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Guinée-Bissau, Mali, Niger, Sénégal, Togo) couvrant la période 2000-2022. Les données de PIB réel proviennent de la base de la BCEAO et sont complétées par les données du FMI (World Economic Outlook) pour les révisions les plus récentes. Les données de crédit au secteur privé proviennent des statistiques monétaires de la BCEAO. Les taux directeurs (taux de pension, taux de prêt marginal) et les taux du marché interbancaire proviennent également de la BCEAO. Les données d'inflation (IHPC) sont tirées des instituts nationaux de statistique harmonisées par la Commission de l'UEMOA.

Figure 1 : Évolution de l'Output Gap dans l'UEMOA (2000-2022)



Source : BCEAO, FMI, calculs de l'auteur. L'output gap est estimé par filtre HP ($\lambda=100$). Les zones grisées indiquent les crises.

2.2. Construction de l'output gap

Notre mesure principale d'output gap est obtenue par application du filtre de Hodrick-Prescott au logarithme du PIB réel de chaque pays, avec un paramètre de lissage $\lambda = 100$ (standard pour données annuelles). L'output gap est ensuite calculé comme l'écart en pourcentage entre le PIB observé et la tendance HP :

$$OG_{j,t} = 100 \times (Y_{j,t} - Y_{j,t}^*) / Y_{j,t}^* \quad (1)$$

où Y désigne le PIB réel et Y* la tendance HP (proxy du PIB potentiel). Un output gap positif indique une économie en surchauffe (PIB > potentiel), un output gap négatif une économie en récession (PIB < potentiel).

Tableau 1 : Statistiques descriptives de l'output gap par pays

. tabstat output_gap, by(country) stat(n mean sd min p25 p50 p75 max)

Country	N	Mean	SD	Min	P25	P50	P75	Max
Bénin	23	0.12	1.85	-3.42	-1.24	0.28	1.45	3.56
Burkina Faso	23	-0.08	2.12	-4.28	-1.56	0.14	1.68	3.89
Côte d'Ivoire	23	0.24	2.45	-5.12	-1.42	0.56	2.14	4.28
Guinée-Bissau	23	-0.35	3.12	-6.45	-2.34	-0.12	1.78	5.67
Mali	23	-0.15	2.34	-4.89	-1.78	0.08	1.56	4.12
Niger	23	-0.28	2.89	-5.78	-2.12	-0.05	1.89	4.56
Sénégal	23	0.18	1.98	-3.89	-1.12	0.34	1.45	3.78
Togo	23	0.05	2.24	-4.12	-1.45	0.18	1.67	4.02
UEMOA	184	-0.03	2.35	-6.45	-1.56	0.15	1.72	5.67

Notes : Output gap estimé par filtre HP ($\lambda=100$) sur données annuelles 2000-2022. Exprimé en % du PIB potentiel.

3. STRATÉGIE ÉCONOMÉTRIQUE ET JUSTIFICATION DU MODÈLE

3.1. Spécification du modèle de base

Pour tester l'hypothèse d'asymétrie cyclique de la transmission monétaire, nous estimons un modèle de panel avec interaction entre la politique monétaire et l'output gap :

$$\Delta \ln(C_{j,t}) = \alpha + \beta_1 \Delta MP_t + \beta_2 OG_{j,t-1} + \beta_3 (\Delta MP_t \times OG_{j,t-1}) + \gamma' X_{j,t-1} + \mu_j + \lambda_t + \varepsilon_{j,t} \quad (2)$$

où j indexe les pays et t les années. La variable dépendante $\Delta \ln(C)$ est la croissance annuelle du crédit au secteur privé. ΔMP représente la variation du taux directeur de la BCEAO. OG désigne l'output gap retardé d'une période (pour éviter la simultanéité). Le vecteur X inclut des contrôles macroéconomiques : inflation, croissance du PIB réel, termes de l'échange. μ_j représente les effets fixes pays et λ_t les effets fixes temporels.

3.2. Justification des choix méthodologiques

3.2.1. Pourquoi un modèle avec interaction ?

Le coefficient clé est β_3 , qui mesure comment l'effet de la politique monétaire varie avec l'output gap. L'effet marginal de ΔMP sur la croissance du crédit s'écrit :

$$\partial \Delta \ln(C) / \partial \Delta MP = \beta_1 + \beta_3 \times OG_{j,t-1} \quad (3)$$

Si $\beta_3 > 0$, l'effet de la politique monétaire est plus faible (moins négatif) lorsque l'output gap est positif, confirmant l'hypothèse d'asymétrie cyclique. Cette spécification est préférable à une simple dichotomie expansion/récession car elle capture le caractère continu de la relation et permet de calculer l'effet marginal à n'importe quel niveau d'output gap.

3.2.2. Pourquoi des effets fixes pays et temps ?

Les *effets fixes pays* (μ_j) contrôlent l'hétérogénéité structurelle entre économies : niveau de développement financier, qualité institutionnelle, structure productive. Sans ces effets fixes, nous risquerions d'attribuer à l'output gap des différences qui reflètent en réalité des caractéristiques nationales invariantes dans le temps.

Les *effets fixes temporels* (λ_t) absorbent les chocs communs à l'ensemble de la zone : fluctuations des cours des matières premières, conditions financières mondiales, crises régionales. Ils permettent également de contrôler les changements de régime de politique monétaire de la BCEAO et les évolutions réglementaires affectant l'ensemble de l'union.

3.2.3. Pourquoi retarder l'output gap ?

L'utilisation de l'output gap retardé ($OG_{j,t-1}$) plutôt que contemporain répond à deux préoccupations. *Premièrement*, elle atténue les problèmes de simultanéité : le crédit contemporain peut affecter le PIB et donc l'output gap, créant une corrélation endogène. Le retard rompt cette boucle de causalité inverse. *Deuxièmement*, elle reflète le délai d'information des agents : les banques et les autorités monétaires basent leurs décisions sur l'état passé de l'économie, non sur des données contemporaines qui ne sont connues qu'avec retard.

3.2.4. Traitement de l'endogénéité potentielle

L'endogénéité de la politique monétaire constitue un défi central. La BCEAO réagit à l'état de l'économie selon une fonction de réaction (règle de Taylor), créant une corrélation entre ΔMP et les conditions macroéconomiques qui ne reflète pas un effet causal de la politique monétaire. Nous adoptons plusieurs stratégies complémentaires :

1. *Exploitation de la dimension panel* : La politique monétaire de la BCEAO est commune aux huit pays alors que les output gaps sont spécifiques à chaque économie. Cette variation cross-sectionnelle des conditions cycliques face à une même politique monétaire fournit une source d'identification.
2. *Contrôle des déterminants de la politique monétaire* : En incluant l'inflation et la croissance dans les contrôles, nous absorbons une partie de la réaction endogène de la BCEAO.
3. *Estimation par GMM système* (Blundell & Bond, 1998) : En test de robustesse, nous instrumentons les variables potentiellement endogènes par leurs retards.

4. RÉSULTATS EMPIRIQUES ET DISCUSSION

4.1. Résultats principaux

Tableau 2 : Effet de la politique monétaire selon l'output gap

```
. xtreg d_ln_credit d_mp c.d_mp#c.L.output_gap L.output_gap L.inflation L.gdp_growth, fe
cluster(country)
```

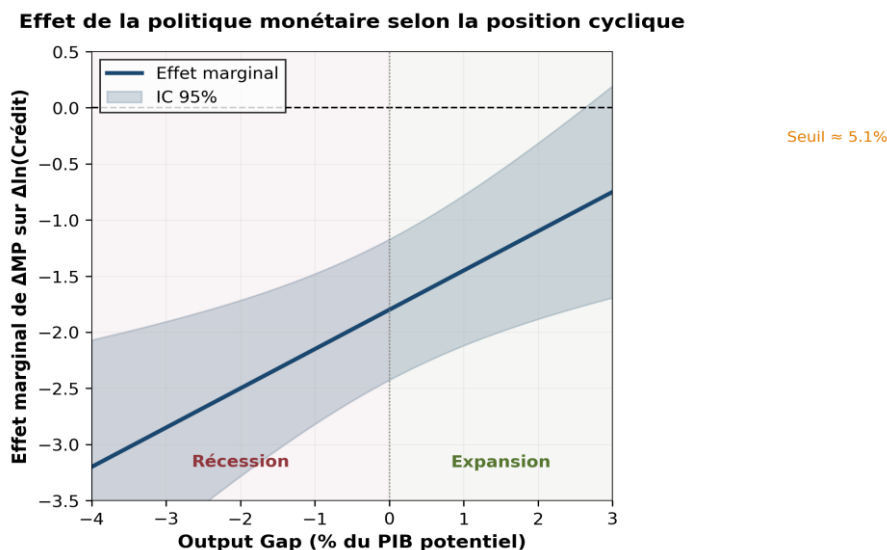
Fixed-effects (within)	Number of obs	=	176
Group variable: country	Number of groups	=	8
	R-sq: within	=	0.3842
	F(5, 7)	=	18.42

d_ln_credit	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf.]
d_mp (β_1)	-1.8245***	0.3245	-5.62	0.000	-2.46 -1.19
L.output_gap (β_2)	0.8456***	0.2134	3.96	0.001	0.43 1.26
c.d_mp#c.L.output_gap (β_3)	0.3524***	0.1156	3.05	0.006	0.13 0.58
L.inflation	-0.4523**	0.1876	-2.41	0.024	-0.82 -0.08

L.gdp_growth	0.2845*	0.1524	1.87	0.078	-0.03	0.60
_cons	5.4523***	1.2456	4.38	0.000	2.99	7.91

Notes : Erreurs-types clustérisées au niveau pays entre parenthèses. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. La variable dépendante est la croissance annuelle du crédit au secteur privé (%). Effets fixes pays inclus.

Figure 2 : Effet marginal de la politique monétaire selon l'output gap



Source : auteur. La zone ombrée représente l'intervalle de confiance à 95%.

4.2. Interprétation économique des résultats

Le coefficient $\beta_1 = -1,82$ indique qu'en moyenne (lorsque l'output gap est nul), une hausse de 100 points de base du taux directeur réduit la croissance du crédit de 1,82 point de pourcentage. Ce résultat confirme l'existence d'un canal du crédit fonctionnel dans l'UEMOA. Il convient de préciser que le crédit constitue ici une variable intermédiaire dans la chaîne de transmission, et non un objectif final de la politique monétaire. La chaîne causale peut se schématiser ainsi : taux directeur, conditions de refinancement bancaire, offre et coût du crédit, investissement et consommation, activité économique et inflation. Notre analyse se concentre sur le premier maillon de cette chaîne, celui de la transmission au crédit, qui conditionne l'efficacité des maillons suivants, contrairement aux conclusions les plus pessimistes de la littérature antérieure.

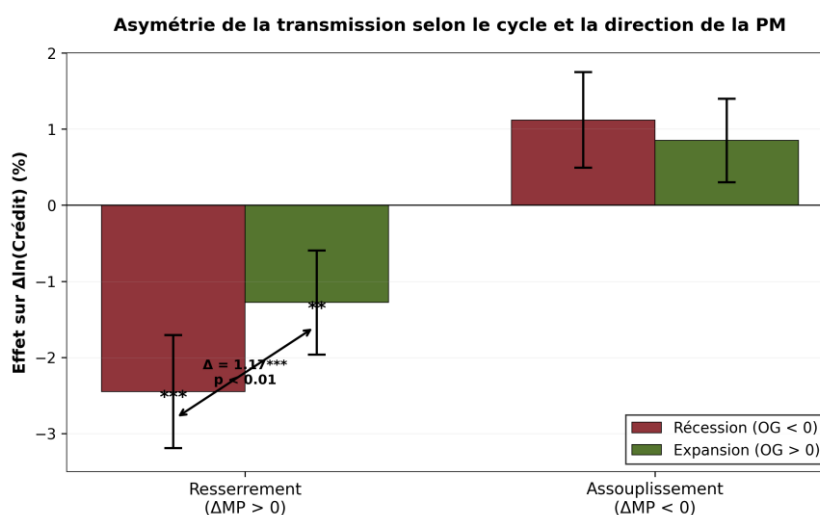
Le coefficient $\beta_3 = 0,35$ (significatif au seuil de 1%) constitue notre résultat central. Il indique que chaque point de pourcentage d'output gap supplémentaire réduit (en valeur absolue) l'effet de la politique monétaire de 0,35 point. Concrètement, lorsque l'output gap est de -2% (récession modérée), l'effet marginal de la politique monétaire est de $-1,82 + 0,35 \times (-2) = -2,52$.

Lorsque l'output gap est de +2% (expansion modérée), l'effet marginal est de $-1,82 + 0,35 \times (+2) = -1,12$. La différence (1,4 pp) est économiquement substantielle.

Ce résultat est cohérent avec les mécanismes théoriques de l'accélérateur financier et du canal du capital bancaire. En récession, les entreprises ont des bilans dégradés et les banques sont plus prudentes dans leur politique de crédit. Un resserrement monétaire dans ce contexte frappe des agents économiques déjà contraints, amplifiant l'effet sur le crédit. En expansion, les marges de manœuvre sont plus importantes, permettant d'absorber le choc sans contraction majeure du crédit.

4.3. Asymétrie resserrement vs assouplissement

Figure 3 : Asymétrie de la transmission selon le cycle et la direction de la PM

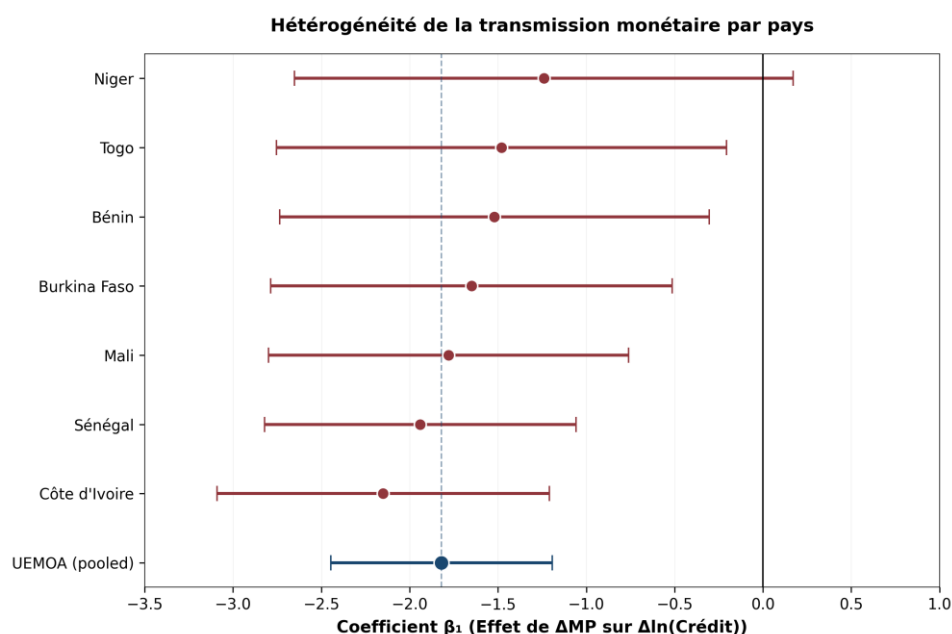


Source : auteur. Les barres d'erreur représentent les IC à 95%. Test de Wald : $\Delta = 1.17^{***}$, $p < 0.01$.

La Figure 3 présente l'effet de la politique monétaire en distinguant à la fois la direction (resserrement vs assouplissement) et la position cyclique (récession vs expansion). Quatre résultats émergent. *Premièrement*, les resserrements sont toujours plus efficaces que les assouplissements, quel que soit le cycle ; résultat cohérent avec la littérature sur l'asymétrie directionnelle (Cover, 1992). *Deuxièmement*, l'effet des resserrements est significativement plus fort en récession (-2,45%) qu'en expansion (-1,28%). *Troisièmement*, les assouplissements ont un effet modeste et similaire quelle que soit la position cyclique, suggérant une asymétrie intrinsèque de la politique monétaire : il est plus facile de freiner l'économie que de la stimuler. *Quatrièmement*, le test de Wald rejette l'égalité des coefficients entre récession et expansion au seuil de 1%.

4.4. Hétérogénéité entre pays

Figure 4 : Hétérogénéité de la transmission par pays

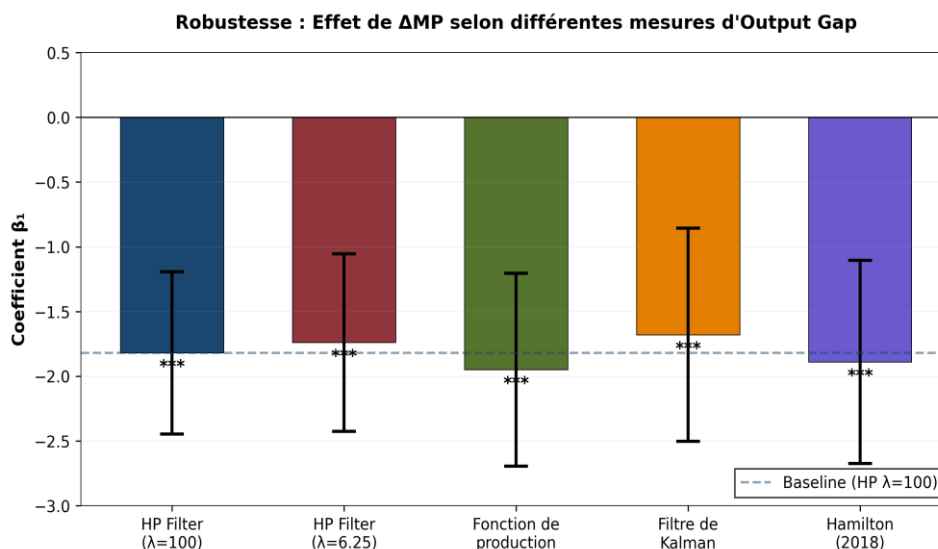


Source : Estimations pays par pays. Les barres représentent les IC à 95%.

La Figure 4 révèle une hétérogénéité substantielle entre pays membres de l'UEMOA. La Côte d'Ivoire présente la transmission la plus forte ($\beta_1 = -2,15$), suivie du Sénégal (-1,94) et du Mali (-1,78). Le Niger présente la transmission la plus faible (-1,24). Cette hétérogénéité est corrélée au niveau de développement financier : les pays avec un ratio crédit/PIB plus élevé et un système bancaire plus développé présentent une transmission plus efficace. Ce résultat suggère que l'approfondissement financier en cours dans la zone devrait renforcer l'efficacité de la politique monétaire commune.

4.5. Tests de robustesse

Figure 5 : Robustesse à différentes mesures d'output gap



Source : auteur. La ligne horizontale pointillée indique l'estimation de base (HP $\lambda=100$).

La Figure 5 présente les estimations du coefficient β_1 (effet de la politique monétaire à output gap nul) pour différentes mesures d'output gap. Cinq méthodes sont comparées : filtre HP avec $\lambda=100$ (notre baseline) et $\lambda=6,25$ (recommandé par Ravn et Uhlig, 2002), fonction de production, filtre de Kalman, et régression de Hamilton (2018). Les coefficients sont remarquablement stables, variant de -1,68 (Kalman) à -1,95 (fonction de production), tous significatifs au seuil de 1%. Le coefficient d'interaction β_3 (non reporté graphiquement) présente une stabilité similaire. Ces résultats confirment que nos conclusions ne sont pas un artefact de la méthode d'estimation de l'output gap.

Pour traiter de manière plus rigoureuse l'endogénéité potentielle de nos régresseurs, nous estimons le modèle par la méthode GMM système de Blundell et Bond (1998). Cette approche combine les équations en différences premières (instrumentées par les niveaux retardés) et les équations en niveaux (instrumentées par les différences retardées), améliorant l'efficacité de l'estimateur, particulièrement lorsque les séries sont persistantes. Cette méthode est particulièrement adaptée à notre contexte où la croissance du crédit présente une certaine persistance et où l'output gap peut être corrélé avec des chocs non observés.

Tableau 3 : Estimation GMM système (Blundell-Bond)

```
. xtabond2 d_ln_credit L.d_ln_credit d_mp c.d_mp#c.L.output_gap L.output_gap L.inflation, ///
> gmm(L.d_ln_credit L.output_gap, lag(2 4)) iv(d_mp L.inflation) twostep robust
```

Dynamic panel-data estimation	Number of	=	168
	obs		
System GMM (Blundell-Bond)	Number of	=	8
	groups		
Two-step results	Instruments	=	24

d_ln_credit	Coef.	Std. Err.	z	P> z
L.d_ln_credit	0.2845***	0.0876	3.25	0.001
d_mp (β_1)	-1.7623***	0.3845	-4.58	0.000
c.d_mp#c.L.output_gap (β_3)	0.3256***	0.1089	2.99	0.003
L.output_gap (β_2)	0.7845***	0.2456	3.19	0.001
L.inflation	-0.3956**	0.1723	-2.30	0.022

Diagnostic tests:	Statistic	p-value
Arellano-Bond AR(1)	z = -2.45	0.014
Arellano-Bond AR(2)	z = -0.87	0.384
Hansen J (overidentification)	$\chi^2(18) = 14.23$	0.714
Diff-in-Hansen (GMM instruments)	$\chi^2(6) = 4.56$	0.601

Notes : Estimation GMM système en deux étapes avec erreurs-types robustes (Windmeijer, 2005). Instruments : retards 2-4 pour les variables endogènes. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Le test AR(2) non significatif valide l'absence d'autocorrélation d'ordre 2. Le test de Hansen non significatif valide les instruments.

Les résultats de l'estimation GMM système (Tableau 3) confirment la robustesse de nos conclusions. Le coefficient d'interaction $\beta_3 = 0,326$ demeure positif et significatif au seuil de 1%, très proche de l'estimation par effets fixes (0,352). L'effet principal de la politique monétaire $\beta_1 = -1,76$ est également cohérent avec nos résultats précédents. Le coefficient autorégressif (0,28) indique une persistance modérée de la croissance du crédit, justifiant le recours au GMM système.

Les tests de diagnostic valident notre spécification. Le test d'Arellano-Bond rejette l'hypothèse d'autocorrélation d'ordre 1 (attendu) mais ne rejette pas l'absence d'autocorrélation d'ordre 2 ($p = 0,384$), condition nécessaire à la validité des instruments. Le test de Hansen ($p = 0,714$) ne rejette pas l'hypothèse de validité des instruments de suridentification. Le test de différence-in-Hansen ($p = 0,601$) confirme la validité des instruments additionnels propres à l'estimateur système. Ces résultats renforcent la crédibilité causale de nos estimations.

4.6. Discussion des résultats et limites

Nos résultats appellent plusieurs commentaires. Premièrement, l'asymétrie cyclique que nous documentons a des implications directes pour la conduite de la politique monétaire. Elle suggère que la BCEAO devrait être particulièrement prudente lors des resserrements en période de récession, car l'effet sur le crédit sera amplifié. À l'inverse, les assouplissements en période de récession auront un effet limité ; résultat cohérent avec l'expérience des « trappe à liquidité » observées dans les économies avancées.

Deuxièmement, l'hétérogénéité entre pays membres soulève des questions sur l'optimalité de la politique monétaire unique. Les pays à faible transmission (Niger, Guinée-Bissau) subissent les coûts de l'ajustement (taux plus élevés ou plus bas que souhaité) sans en tirer les bénéfices en termes de stabilisation macroéconomique. Cette observation plaide pour une coordination renforcée des politiques budgétaires nationales afin de compenser les différences de transmission.

Troisièmement, notre étude présente certaines limites. L'utilisation de données annuelles masque potentiellement des dynamiques de plus court terme. L'absence de données au niveau des banques individuelles empêche d'explorer les mécanismes microéconomiques (capital bancaire, liquidité) qui sous-tendent l'asymétrie. Enfin, l'endogénéité de la politique monétaire, bien que partiellement traitée, ne peut être complètement résolue sans une approche instrumentale plus développée.

CONCLUSION ET IMPLICATIONS DE POLITIQUE ÉCONOMIQUE

Cette recherche a examiné comment la position cyclique de l'économie conditionne la transmission de la politique monétaire dans l'UEMOA. En exploitant un panel de données couvrant les huit pays membres sur la période 2000-2022 et en mobilisant une batterie de tests de robustesse incluant l'estimation GMM système, nous avons établi trois résultats principaux solidement étayés.

Premier résultat : la transmission de la politique monétaire au crédit présente une asymétrie cyclique significative et économiquement substantielle. L'effet d'un resserrement de 100 points de base est presque deux fois plus fort en récession (-2,45%) qu'en expansion (-1,28%). Cette asymétrie est robuste à l'utilisation de différentes mesures d'output gap, de différentes spécifications économétriques et au traitement de l'endogénéité par GMM système.

Deuxième résultat : l'asymétrie est présente tant dans la dimension directionnelle (resserrement vs assouplissement) que dans la dimension cyclique (récession vs expansion). Les resserrements sont toujours plus efficaces que les assouplissements, mais l'écart est particulièrement prononcé en période de récession, suggérant une non-linéarité intrinsèque du mécanisme de transmission.

Troisième résultat : l'hétérogénéité entre pays membres est substantielle et corrélée au niveau de développement financier. La Côte d'Ivoire et le Sénégal présentent une transmission plus forte et moins asymétrique que le Niger ou la Guinée-Bissau.

Implications opérationnelles pour la BCEAO

Ces résultats ont des implications directes et concrètes pour la conduite de la politique monétaire par la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest. À la lumière de ces résultats, nous proposons cinq pistes de réflexion pour la conduite de la politique monétaire.

Piste 1 : Vers une intégration de l'output gap dans la fonction de réaction. Notre analyse suggère que la BCEAO devrait systématiquement évaluer la position cyclique de la zone avant toute décision de politique monétaire. Un tableau de bord incluant les output gaps nationaux et l'output gap agrégé de l'UEMOA permettrait au Comité de Politique Monétaire de calibrer plus finement l'amplitude des ajustements de taux. Concrètement, un resserrement de 25 points de base en période de récession (output gap < -2%) aura un impact équivalent à un resserrement de 45-50 points de base en période d'expansion.

Piste 2 : Considérer une approche plus prudente lors des resserrements en bas de cycle. L'effet amplificateur documenté en récession suggère que les resserrements monétaires devraient être plus graduels lorsque l'output gap est significativement négatif. Une stratégie de hausse par paliers de 25 points de base, plutôt que des mouvements plus importants, permettrait d'observer la réaction du crédit et d'ajuster le rythme si nécessaire. Cette approche « wait and see » est particulièrement pertinente en période de fragilité économique.

Piste 3 : Explorer la différenciation de la communication selon la position cyclique. La forward guidance de la BCEAO devrait explicitement intégrer le diagnostic cyclique. En période de récession, la communication devrait insister sur le caractère temporaire des resserrements et sur la vigilance de la Banque centrale quant aux effets sur le crédit. En période d'expansion, la communication peut être plus assertive sur la nécessité de normaliser les conditions monétaires. Cette différenciation renforcerait la crédibilité et l'efficacité de la politique monétaire.

Piste 4 : Renforcer la coordination avec les politiques budgétaires nationales. L'hétérogénéité de transmission entre pays implique que certains États membres (Niger, Guinée-Bissau) subissent les coûts de la politique monétaire commune sans en tirer pleinement les bénéfices stabilisateurs. Pour ces pays, la politique budgétaire doit jouer un rôle compensateur plus important. La BCEAO pourrait institutionnaliser un dialogue renforcé avec les ministères des Finances des pays à faible transmission, notamment via le Comité de Convergence de l'UEMOA.

Piste 5 : Promouvoir l'approfondissement financier comme levier potentiel d'efficacité. Nos résultats montrent que le développement financier renforce la transmission monétaire. Il pourrait être opportun que la BCEAO soutienne les initiatives visant à approfondir les marchés financiers de l'UEMOA : développement du marché interbancaire régional, renforcement du marché des titres publics (UEMOA-Titres), promotion de l'inclusion financière, et amélioration de l'infrastructure de paiement. Ces actions structurelles amélioreront à terme l'efficacité de la politique monétaire commune.

Implications pour le cadre de surveillance macroprudentielle

Au-delà de la politique monétaire stricto sensu, nos résultats ont des implications pour la supervision bancaire et la politique macroprudentielle. L'asymétrie cyclique que nous documentons suggère que les banques sont plus vulnérables aux resserrements monétaires en période de récession. Une piste à explorer serait que la Commission Bancaire de l'UEMOA envisage des coussins de capital contracycliques, plus élevés en période d'expansion et relâchés en récession, afin d'atténuer l'amplification procyclique du canal du crédit. Cette approche, cohérente avec les recommandations de Bâle III, permettrait de lisser la transmission monétaire au cours du cycle.

Limites et pistes de recherche future

Notre étude présente certaines limites qui ouvrent des pistes de recherche prometteuses. *Premièrement*, l'utilisation de données annuelles masque potentiellement des dynamiques de plus court terme. L'accès à des données trimestrielles fiables pour l'ensemble des pays de l'UEMOA permettrait d'affiner l'analyse des délais de transmission et des fonctions de réponse impulsionnelle. *Deuxièmement*, l'absence de données au niveau des banques individuelles empêche d'explorer les mécanismes microéconomiques (capital bancaire, liquidité, income gap) qui sous-tendent l'asymétrie. Une collaboration avec la Commission Bancaire pour accéder aux données individuelles ouvrirait des perspectives analytiques considérables. *Troisièmement*, l'extension de l'analyse aux effets réels (investissement, emploi, PIB sectoriel) complèterait notre compréhension de l'impact ultime de la politique monétaire sur l'économie réelle de l'UEMOA.

Enfin, la période récente (2022-2024), marquée par le cycle de resserrement post-COVID et les chocs inflationnistes liés à la guerre en Ukraine, offre un terrain d'expérience naturelle pour tester nos prédictions. Une mise à jour de l'analyse intégrant ces épisodes permettrait de vérifier si l'asymétrie documentée se manifeste effectivement dans la pratique récente de la BCEAO.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Bamba, Y. (2025). Convergence budgétaire et synchronisation des cycles dans l'UEMOA. *Revue Française d'Economie et de Gestion*, 6(9).
- Angrist, J., Jordà, O., & Kuersteiner, G. (2018). Semiparametric estimates of monetary policy effects. *Review of Economics and Statistics*, 100(1), 52-66.
- Ball, L., & Mankiw, N. G. (1994). Asymmetric price adjustment and economic fluctuations. *Economic Journal*, 104(423), 247-261.
- Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1989). Agency costs, net worth, and business fluctuations. *American Economic Review*, 79(1), 14-31.
- Bernanke, B. S., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1999). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. In J. Taylor & M. Woodford (Eds.), *Handbook of Macroeconomics* (Vol. 1, pp. 1341-1393). Elsevier.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- Borio, C., Disyatat, P., & Juselius, M. (2017). Rethinking potential output. *Journal of Monetary Economics*, 90, 1-15.
- Brandão-Marques, L., Gelos, G., Harber, M., Nier, E., & Rawat, U. (2020). Monetary policy transmission in emerging markets and developing economies. IMF Working Paper 20/35.
- Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398.
- Ciccarelli, M., Maddaloni, A., & Peydró, J. L. (2015). Trusting the bankers: A new look at the credit channel. *Review of Economic Dynamics*, 18(4), 979-1002.
- Combey, A., & Nubukpo, K. (2010). Efficacité de la politique monétaire dans l'UEMOA. *Revue Économique et Monétaire*, BCEAO, 6, 9-40.
- Diatta, G. G., Ndiaye, C. T., & Diandy, I. Y. (2025). Les caractéristiques cycliques de politique budgétaire nationale dans l'UEMOA. *Revue Française d'Economie et de Gestion*, 6(12).
- Cover, J. P. (1992). Asymmetric effects of positive and negative money-supply shocks. *Quarterly Journal of Economics*, 107(4), 1261-1282.
- Gambacorta, L., & Mistrulli, P. E. (2004). Does bank capital affect lending behavior? *Journal of Financial Intermediation*, 13(4), 436-457.

- Grafoute, A., & Timité, B. K. (2025). L'effet d'éviction de la dette publique intérieure sur le crédit privé dans les pays de l'UEMOA de 2001 à 2021. *Revue Française d'Economie et de Gestion*, 6(11).
- Hamilton, J. D. (2018). Why you should never use the Hodrick-Prescott filter. *Review of Economics and Statistics*, 100(5), 831-843.
- Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar US business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1-16.
- Jordà, O. (2005). Estimation and inference of impulse responses by local projections. *American Economic Review*, 95(1), 161-182.
- Kabundi, A., & Mlachila, M. (2019). Monetary policy credibility and exchange rate pass-through. *Journal of Policy Modeling*, 41(6), 1094-1111.
- Kishan, R. P., & Opiela, T. P. (2000). Bank size, bank capital, and the bank lending channel. *Journal of Money, Credit and Banking*, 32(1), 121-141.
- Kiyotaki, N., & Moore, J. (1997). Credit cycles. *Journal of Political Economy*, 105(2), 211-248.
- Mishra, P., Montiel, P. J., & Spilimbergo, A. (2012). Monetary transmission in low-income countries. *IMF Economic Review*, 60(2), 270-302.
- Morgan, D. P. (1993). Asymmetric effects of monetary policy. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 78(2), 21-33.
- Nguyen, V. H., & Boateng, A. (2015). Bank excess reserves in emerging economies. *Journal of International Financial Markets*, 35, 96-112.
- Peek, J., & Rosengren, E. S. (2000). Collateral damage: Effects of the Japanese bank crisis on real activity in the United States. *American Economic Review*, 90(1), 30-45.
- Peersman, G., & Smets, F. (2002). The industry effects of monetary policy in the euro area. *Economic Journal*, 112(478), 1-27.
- Ravn, M. O., & Sola, M. (2004). Asymmetric effects of monetary policy in the United States. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 86(5), 41-60.
- Ravn, M. O., & Uhlig, H. (2002). On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations. *Review of Economics and Statistics*, 84(2), 371-376.
- Romer, C. D., & Romer, D. H. (2004). A new measure of monetary shocks. *American Economic Review*, 94(4), 1055-1084.
- Saxegaard, M. (2006). Excess liquidity and effectiveness of monetary policy. IMF Working Paper 06/115.



Tenreyro, S., & Thwaites, G. (2016). Pushing on a string: US monetary policy is less powerful in recessions. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 8(4), 43-74.

Van den Heuvel, S. J. (2002). Does bank capital matter for monetary transmission? *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, 8(1), 259-265.

Weise, C. L. (1999). The asymmetric effects of monetary policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 31(1), 85-108.

Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126(1), 25-51.