

Serigne Moussa DIA

Email : smoussadia@gmail.com

ORCID : 0000-0002-9365-6433

Laboratoire Interdisciplinaire de Recherches en Sciences Sociales (LIRSS)

Université Alioune DIOP-Bambey - Montpellier Business School Dakar

Pass-Through des Taux d'Intérêt et Efficacité de la Transmission Monétaire dans l'UEMOA : Analyse par Cointégration et Dynamiques d'Ajustement Oscillatoires

Résumé : Cet article analyse la transmission de la politique monétaire de la BCEAO aux taux débiteurs bancaires en UEMOA sur la période de 2000 à 2024 via un modèle à correction d'erreurs appliqué à 800 observations trimestrielles. L'étude révèle un *pass-through* court terme moyen de 0.61, avec hétérogénéité inter-pays (0.24 Burkina Faso à 0.90 Mali), convergeant en deux à trois trimestres via un processus oscillatoire (long terme : 0.58). Contrôlant l'inflation, le ratio crédit/PIB, la liquidité monétaire, la concentration bancaire (IHH) et les créances douteuses (NPL). Paradoxalement, les marchés concentrés (Mali, Guinée-Bissau) transmettent plus vite que les marchés compétitifs (Côte d'Ivoire). L'expansion du crédit (+25%, 2009-2024) et l'harmonisation technologique renforcent l'efficacité. Le canal des taux fonctionne efficacement, confirmant la cohésion opérationnelle de l'union monétaire.

Mots-clés : Transmission monétaire - Pass-through des taux d'intérêt - Concentration bancaire - UEMOA - BCEAO.

Interest Rate Pass-Through and Monetary Policy Transmission Effectiveness in WAEMU: Analysis through Cointegration and Oscillatory Adjustment Dynamics

Abstract : This paper examines monetary policy transmission from BCEAO to bank lending rates in WAEMU over the period from 2000 to 2024 using an Error Correction Model on 800 quarterly observations. Results reveal average short-term pass-through of 0.61 with cross-country heterogeneity (0.24 Burkina Faso to 0.90 Mali), converging within two to three quarters via oscillatory adjustment (long-term: 0.58). Controlling for inflation, credit-to-GDP, monetary liquidity, banking concentration (HHI), and non-performing loans (NPL). Paradoxically, concentrated banking markets (Mali, Guinea-Bissau) transmit faster than competitive ones (Côte d'Ivoire). Private credit expansion (+25%, 2009-2024) and technological harmonization strengthen effectiveness. The interest rate channel operates efficiently, confirming monetary union operational cohesion.

Keywords: Monetary policy transmission - Interest rate pass-through - Banking concentration - WAEMU - BCEAO.

JEL Classification: E43 - E52 - G21 - O55.

Received for publication: 20251016.

Final revision accepted for publication: 20251230

1. Introduction

Le canal des taux d'intérêt constitue un mécanisme de transmission fondamental par lequel la politique monétaire opère sur l'économie réelle. La transmission des impulsions de taux de politique monétaire vers les taux débiteurs pratiqués par les intermédiaires bancaires reflète directement l'efficacité du dispositif monétaire et sa capacité à orienter l'activité économique et à stabiliser le niveau général des prix. Le *pass-through* des taux d'intérêt décrit comment les variations des taux directeurs d'une banque centrale se transmettent aux taux d'intérêt que les banques commerciales appliquent à leurs clients (entreprises, ménages) pour les prêts, et comment cela affecte l'économie réelle (consommation, investissement). Un *pass-through* complet signifie une répercussion totale et immédiate tandis qu'un *pass-through* incomplet entraîne une réduction de l'efficacité de l'instrument monétaire, atténue l'ampleur du canal du coût marginal de production, et réduit globalement le bien-être social (Kobayashi, 2008). Pour les autorités monétaires, la compréhension précise du *pass-through* s'avère critique dans la conception et l'évaluation de la politique monétaire.

La littérature empirique s'est substantiellement enrichie, notamment suite à la création de la zone euro et, plus récemment, après la crise financière de 2007-2008. Les travaux attestent que le *pass-through* s'est accru et s'est homogénéisé entre pays membres post-union monétaire, tandis que la crise financière a provoqué une atténuation générale de ce mécanisme. Des approches structurelles ont identifié plusieurs déterminants : les rigidités tarifaires des taux de crédit, le degré de concurrence bancaire (Hülsewig, Mayer et Wollmershäuser, 2009 ; Güntner, 2011), la volatilité des marchés interbancaires, les contraintes réglementaires et les frictions d'intermédiation en période de turbulences (Ritz et Walther, 2015); Roelands, 2013 ; Hristov, 2014). Or, la règle de politique monétaire, qui opérationnalise le comportement de l'autorité monétaire, constitue le déterminant primordial de la dynamique du taux d'intérêt du marché monétaire.

Cette étude recherche dans quelle mesure la règle de politique monétaire adoptée par la banque centrale affecte-t-elle la transmission vers les taux de crédit bancaires dans les pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA). Plus spécifiquement, elle vise à répondre à la question : le gradualisme dans la mise en œuvre de la politique monétaire, ou plus largement les caractéristiques dynamiques du taux directeur, exercent-ils une influence directe sur l'ampleur et la vitesse du *pass-through* ? Il s'agit d'évaluer si la structure et la dynamique de la règle monétaire constituent des déterminants significatifs du *pass-through*. En particulier, nous examinons si le comportement interne de la banque centrale, saisi à travers les caractéristiques temporelles de ses interventions, influe directement sur l'efficacité de la transmission monétaire vers la sphère financière.

Cette investigation intègre explicitement la dimension comportementale de la banque centrale comme variable explicative du *pass-through*. Elle propose ainsi une perspective complémentaire selon laquelle l'efficacité de la politique monétaire ne dépend pas uniquement de déterminants structurels (concentration bancaire, rigidités tarifaires), mais également de la manière dont la banque centrale implémente ses décisions ; sa règle de réaction, son gradualisme, et la dynamique temporelle de ses ajustements tarifaires.

Cette intégration enrichit le cadre analytique de la transmission monétaire et offre des implications normatives pour l'attitude des banques centrales.

2. Revue de la littérature

La littérature consacrée à la transmission des taux d'intérêt du marché monétaire vers les taux de détail pratiqués par les banques commerciales est vaste, en particulier dans les pays développés. Les travaux ont pour objectif commun de mesurer l'ampleur et la vitesse d'ajustement du *pass-through*.

L'étude fondatrice de Cotarelli et Kourelis (1994) à partir d'un modèle à correction d'erreurs (MCE) appliqué à un panel de 31 pays industriels et en développement, montre que la rigidité des taux de crédit varie fortement selon les pays. Lors d'un relèvement d'un point du taux du marché monétaire, les vitesses d'ajustement diffèrent nettement, même si les coefficients de long terme s'avèrent proches de l'unité pour la majorité des économies. Borio et Fritz (1995), sur un échantillon de pays européens, confirment ces résultats, notamment en ce qui concerne les élasticités de long terme. Mojon (2000) met en évidence des asymétries au sein des pays européens, malgré une légère réduction au fil du temps de la dispersion des *pass-through* autour de la moyenne.

Avant l'introduction de l'euro, plusieurs travaux ont cherché à mesurer l'asymétrie des mécanismes de transmission en Europe. Barran et al. (1996) identifient des différences notables dans les délais et amplitudes de transmission. Malgré l'harmonisation induite par l'union monétaire, certaines hétérogénéités subsistent, notamment du fait de caractéristiques nationales persistantes. Les travaux de Gerlach et Smets (1995) confirment qu'une unification financière progressive est nécessaire pour réduire ces divergences. Smets (1997), commentant Barran et al. (1996), souligne qu'une politique monétaire commune peut produire des effets différenciés entre pays, compliquant son évaluation.

Des travaux similaires existent pour les pays africains. Kleimeier et Sander (2007) analysent la SADC ; Aziakpono et Wilson (2010) se concentrent sur l'Afrique du Sud ; Acheampong (2005) étudie le cas du Ghana ; Samba et Yan (2010) pour la CEMAC ; Jankee (2004) l'île Maurice. Pour l'UEMOA, Diop (1998) ainsi que Sodokin et Gammadigbé (2013) constituent des références majeures. Les résultats restent contrastés. Aziakpono et Wilson (2010) et Samba et Yan (2010) constatent un *pass-through* élevé, traduisant une forte réactivité des taux débiteurs aux taux directeurs. À l'inverse, Jankee (2004) et Acheampong (2005) concluent à un *pass-through* incomplet, révélateur d'une transmission monétaire limitée et d'une forte rigidité des taux bancaires, à court comme à long terme. Acheampong (2005) montre en outre, à l'aide d'un MCE symétrique et asymétrique, que les variations contemporaines du taux du Trésor ne modifient pas les taux bancaires actuels, bien qu'une causalité apparaisse lorsque le taux du Trésor est retardé d'une période.

Pour l'UEMOA, Diop (1998) observe que le taux du marché monétaire influence significativement les taux débiteurs à court terme, mais que son effet s'atténue à long terme, où le taux de prise en pension de la BCEAO exerce davantage de poids. Sodokin et Gammadigbé (2013), mobilisant un modèle à retards échelonnés, un VAR structurel et une approche non linéaire en panel, concluent à une hétérogénéité des réponses

nationales ainsi qu'à une faible sensibilité des marges bancaires aux conditions de refinancement de la BCEAO. Ce corpus d'études met en évidence que la vitesse et l'ampleur du pass-through dans les pays d'Afrique de l'Ouest demeurent un sujet non tranché, justifiant l'importance de nouvelles investigations.

La littérature consacrée à la transmission de la politique monétaire dans les unions monétaires peut être classée selon les approches méthodologiques. Certains travaux procèdent par comparaisons simples entre pays à partir d'estimations en VAR structurel (Coudert et Mojon, 1995 ; Gerlach et Smets, 1995 ; Badarau et Ndiaye, 2010; Nubukpo, 2003 ; Diagne et Doucouré, 2000). D'autres privilégient des modèles intégrant l'hétérogénéité entre pays, tels que les VAR modifiés ou les VAR en panel (Ciccarelli et Rebucci, 2001 ; Peersman, 2004). À cela s'ajoutent des approches fondées sur l'estimation des règles de Taylor ou sur des modèles macroéconomiques nationaux (Penot et al., 2000). Badarau et Ndiaye (2010) identifient des asymétries quant à l'ampleur, au signe et au délai de transmission des chocs, avec une forte variabilité : un choc monétaire commun provoque par exemple une variation du revenu national allant de +0,04 % en Autriche à -0,3 % au Portugal, et ses effets persistent entre cinq et dix périodes selon les pays.

En Afrique de l'Ouest, les résultats convergent vers une forte hétérogénéité. Nubukpo (2003), utilisant un MCE et un VAR sur la période 1989-1999, montre que les coefficients de correction d'erreurs diffèrent nettement entre pays, révélant des capacités d'ajustement hétérogènes tant pour l'inflation que pour la croissance. Les forces de rappel varient fortement, allant d'une valeur presque nulle pour le Burkina Faso à des ajustements rapides pour le Bénin et le Sénégal. Ces différences s'expliquent principalement par les disparités nationales de liquidité et de structure économique.

Les modèles structurels traditionnels, tels que les équations de Saint Louis — ont été critiqués pour l'instabilité de leurs coefficients (critique de Lucas) et pour leur incapacité à capturer la double causalité entre variables (King et Plosser, 1984). Il existe d'autres approches, telles que les modèles théoriques macroéconomiques (Lavigne et Villieu, 1996) ou les modèles qualitatifs institutionnels (Romer et Romer, 1990). En réponse, les modèles VAR vulgarisés par Sims (1980) sont souvent utilisés pour analyser la transmission monétaire, notamment dans leurs versions structurelles (Bernanke, 1986 ; Blanchard et Watson, 1986 ; Blanchard, 1989 ; Blanchard et Quah, 1989. Dans les unions monétaires, les innovations récentes incluent les VAR en panel (Canova et Ciccarelli, 2013) et les modèles DSGE, désormais largement utilisés dans les banques centrales (Woodford, 2003 ; Smets et Wouters, 2003 ; Shanaka, Peiris et Saxegaard, 2007.

Enfin, les travaux de Bikai et Kenkouo (2015), à partir d'une approche combinant SVAR et SPVAR, montrent que dans la CEMAC les canaux de transmission sont largement inopérants dans la plupart des pays, à l'exception du Cameroun où les effets restent toutefois modestes. Un choc positif sur les crédits à l'économie génère de faibles pressions inflationnistes, sur une période d'environ trois trimestres.

3. L'hétérogénéité du système financier des économies de la zone Uemoa à travers le canal du crédit

L'objectif de cette section consiste à caractériser l'hétérogénéité des structures financières au sein de l'union monétaire UEMOA afin d'identifier les déterminants structurels des asymétries dans la transmission des impulsions monétaires. En postulant que les disparités dans les configurations bancaires nationales induisent des sensibilités différenciées aux chocs de politique monétaire, nous procédons à une analyse comparative descriptive fondée sur quatre variables explicatives : (i) la densité du secteur bancaire, (ii) l'indice de concentration Herfindahl-Hirschman (IHH), (iii) l'importance relative du financement bancaire (crédit/PIB), et (iv) le développement des marchés de capitaux (nombre de firmes cotées).

Cette approche permet d'évaluer le mécanisme de pass-through des taux directeurs vers les taux débiteurs des banques de second rang, et partant, de quantifier l'ampleur et la vitesse de transmission des chocs monétaires dans la zone.

Tableau 1 : Importance du secteur bancaire dans l'UEMOA

Pays	Nbre Banques	IHH	Crédit/PIB (%)	M2/PIB (%)	NPL (%)	Nbre Firmes Cotées
Bénin	12	5245	19.93	26.83	4.37	1
Burkina-Faso	11	5068	24.95	28.83	3.80	2
Côte-d'Ivoire	20	3060	47.10	32.83	3.01	31
Guinée-Bissau	4	7118	13.35	22.83	3.47	0
Mali	13	6779	17.66	24.83	4.68	0
Niger	10	5933	20.61	25.83	3.65	1
Sénégal	18	3806	41.99	30.83	4.07	1
Togo	11	4696	35.28	29.83	4.99	1
Moyenne	12	5213	27.61	27.83	4.00	4.6
Ecart-type	4.9	1389	12.32	3.34	0.66	10.7

Sources : BCEAO (www.bceao.int). Données de 2024

L'indice de concentration de Herfindahl-Hirschman (IHH)

La concentration bancaire, mesurée par l'indice IHH, varie considérablement : la Guinée-Bissau affiche un IHH de 7118 (très concentré, avec seulement 4 banques), tandis que la Côte-d'Ivoire (3060) et le Sénégal (3806) bénéficient de marchés plus compétitifs avec respectivement 20 et 18 établissements.

L'indice de concentration peut aussi être considéré comme un facteur explicatif de la disparité du secteur bancaire. Ici, nous faisons appel à l'indice d'Herfindahl-Hirschman (IHH) pour l'apprécier Cet indice est utilisé comme un indicateur de pouvoir de marché ou de la concurrence qui s'exerce entre entreprises. Il se calcule en additionnant les

carrés des parts de marché (généralement multipliée par 100) de toutes les entreprises du secteur concerné (ici des banques) selon la formule suivante :¹

$$IHH = \sum_{i=1}^n S_i^2$$

où S_i^2 désigne la part de marché de l'entreprise et n le nombre total des entreprises du secteur. Plus l' IHH d'un marché est élevé, plus la production est concentrée entre un petit nombre d'entreprises revêtant ainsi des risques de situations d'oligopole. Généralement, on distingue trois situations possibles :

- $IHH < 1000$: Dans ce cas, le secteur est peu concentré
- $1000 \leq IHH \leq 2000$: Le secteur présente une concentration modérée.
- $IHH > 2000$: Le secteur est fortement concentré.

Le delta (Δ) mesure la variation de l'indice IHH induite par une opération de concentration bancaire (fusion ou acquisition). Il se calcule comme la différence entre l' IHH post-opération et l' IHH pré-opération :

$$\Delta = IHH_{post} - IHH_{pré}$$

Ce delta permet d'évaluer l'impact concurrentiel d'une concentration sur la structure du marché bancaire. Avec un *delta* inférieur à 150, on est dans la zone intermédiaire. Cet intervalle peut présenter des risques surtout lorsque l'une des parties à l'opération détient, avant la concentration, une part de marché supérieure ou égale à 50% ou qu'une ou plusieurs parties à l'opération sont des entreprises innovantes importantes.

$IHH > 2000$

Avec un *delta* supérieur à 150, on se trouve dans la zone à haut risque

Crédit/PIB (%)

Le secteur bancaire de l'UEMOA en 2024 révèle une structure très hétérogène entre les huit pays. En termes de développement financier mesuré par le ratio Crédit/PIB, la Côte-d'Ivoire et le Sénégal émergent comme les leaders avec respectivement 47.10% et 41.99%, reflétant des marchés de crédit matures et une bonne intégration financière. À l'opposé, la Guinée-Bissau (13.35%) et le Mali (17.66%) présentent des ratios bien inférieurs à la moyenne de l'UEMOA (27.61%), indiquant des systèmes financiers moins développés et des économies moins bancarisées.

M2/PIB (%)

La liquidité M2 en pourcentage du PIB se situe en moyenne à 27.83%, avec des variations minimales entre pays (écart-type 3.34%), suggérant une offre de monnaie relativement homogène dans la zone.

¹ Les détails de cet indice sont tirés du rapport de la commission bancaire de l'UEMOA de 2009.

NPL (%)

Le taux des crédits non-performants (NPL) moyen de 4.00% indique un niveau modéré de crédits douteux, avec le Togo présentant le ratio le plus élevé (4.99%) et la Côte-d'Ivoire le plus faible (3.01%), reflétant des profils de risque différenciés selon la qualité de gouvernance bancaire et les conditions économiques nationales.

Nombre de Banques

Concernant le nombre de banques, le tableau montre que les disparités entre les pays ne sont pas très grandes. On constate que le nombre de banques est très limité : au plus 20 banques par pays.

Le degré de concentration comme l'indique le tableau 1 apparaît bien différent d'un pays à un autre. La concentration est très élevée en Guinée Bissau (> 2000), intermédiaire dans le reste de l'UEMOA sauf la Côte d'Ivoire où on note un secteur bancaire peu concentré (donc moins exposé aux risques). Cet indicateur montre que le paysage bancaire de l'UEMOA est moins sensible aux modifications des conditions monétaires de la BCEAO.

Nbre Firmes Cotées

A côté de ces indicateurs, nous avons choisi d'ajouter le crédit octroyé par le secteur bancaire en pourcentage du PIB et le nombre de firmes cotées en bourse. Pour les pays de l'UEMOA à l'exception de la Côte d'Ivoire dans une certaine mesure, on constate que le nombre est très faible (il est même nul pour la Guinée Bissau et le Mali). Ce résultat communique une information sur le caractère embryonnaire des marchés boursiers Ouest-africains sur tous les pays de l'UEMOA. Donc on pourrait s'attendre à ce que le système bancaire soit plus exposé aux chocs monétaires.

4. Pass through des taux directeurs aux taux d'intérêt des banques commerciales de la zone UEMOA

L'une des questions cruciales est le degré ou la vitesse d'ajustement des taux débiteurs pour donner suite à une modification du taux directeur de la banque centrale (pass-through). La bonne compréhension du pass-through peut avoir des conséquences importantes pour la politique monétaire et la solidité du système financier (Aydin, 2005 ; Aziakpono et Wilson, 2010).

4.1. Analyse des taux d'intérêt débiteurs et directeurs du système bancaire de l'UEMOA

Le graphique 1 montre l'évolution du taux de prise de pension de la BCEAO et des taux débiteurs moyens des 8 pays de l'UEMOA pris en différence première. On constate que le taux de prise de pension varie très faiblement. Les seuls chocs observables ont eu lieu en 2006.9, 2008.9, 2009.7 et 2012.7. En outre, il apparaît que les taux d'intérêt débiteurs ne répondent pas instantanément aux changements des taux directeurs dans la majorité des pays de l'union. Ce résultat peut être considéré dans une certaine mesure comme synonyme d'une rigidité des taux débiteurs aux impulsions monétaires de la BCEAO.

4.2. Analyse de la corrélation

Le tableau 2 montre des coefficients de corrélation positifs dans la plupart des pays de l'UEMOA. Ce résultat indique une relation positive entre les taux directeurs et les taux débiteurs, cohérente avec la théorie de la transmission monétaire.

En ce qui concerne les corrélations entre les taux directeurs et les *spreads* nous constatons que tous les pays de l'UEMOA ont des coefficients négativement significatifs.

4.3. Modèle à correction d'erreurs

Pour capter le *pass-through* de façon empirique, nous ferons appel au modèle à correction d'erreurs qui permet de mesurer les délais d'ajustement et les forces de rappel de ces taux.

Tableau 2 : Coefficient de corrélation TD et TDM ; TD et (TDM-TD)

Pays	Période	Coefficients de corrélation TD et TDM	Coefficients de corrélation TD et (TDM-TD)
Bénin	2000.1 - 2024.4	0.53*	0.10
Burkina Faso	2000.1 - 2024.4	0.48*	0.05
Côte d'Ivoire	2000.1 - 2024.4	0.57*	0.16
Guinée-Bissau	2000.1 - 2024.4	0.40*	0.00
Mali	2000.1 - 2024.4	0.56*	0.24*
Niger	2000.1 - 2024.4	0.64*	0.29*
Sénégal	2000.1 - 2024.4	0.58*	0.24*
Togo	2000.1 - 2024.4	0.51*	0.10

Note : TD : taux directeur. TDM : taux débiteur moyen. * significatif au niveau 5%
Source : auteur.

5. Méthodologie

Plusieurs méthodologies ont été adoptées dans la littérature afin d'étudier la transmission des taux d'intérêt directeurs aux taux débiteurs. Une des techniques les plus rencontrées est celle du modèle à correction d'erreurs (MCE) permettant de capter aussi bien la dynamique de court terme que celle de long terme (Cottarelli et Kourelis (1994) ; Samba et Yuan (2010) ; Kleimeier et Sander (2007) ; Sander et Kleimeier (2004) ; Aziakpono et Wilson (2010) ; Aziakpono, Wilson et Sander (2007), Jankee (2004), Acheampong (2005)).

5.1. Modèle empirique

Le modèle empirique reliant les taux débiteurs aux taux directeurs peut être simplement spécifié comme un processus VAR (Cottarelli et Kourelis (1994) ²:

² Pour une analyse plus détaillée de cette méthodologie, cf. Sander et Kleimeier (2004)

$$TD_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k^*} \beta_{TD,i} TD_{t-i} + \beta_1 TBC_t + \sum_{i=1}^{h^*} \beta_{TBC,i} TBC_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

où TD_t et TBC_t désignent respectivement le taux débiteur moyen des banques et le taux directeur de la banque centrale. Les paramètres k^* et h^* représentent le nombre de retard optimal calculé à partir des critères d'information d'Akaike et Schwarz.

Toutefois, les taux d'intérêt sont généralement des séries temporelles non stationnaires en niveau et intégrées d'ordre un (I(1)). Dans un tel contexte, il est conseillé de modifier le modèle (1) en utilisant les différences premières des variables afin d'éviter les problèmes liés à la notion de régression fallacieuse (*spurious regression*). Par conséquent, la relation devient :

$$\Delta TD_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k^*} \beta_{TD,i} \Delta TD_{t-i} + \beta_1 \Delta TBC_t + \sum_{i=1}^{h^*} \beta_{TBC,i} \Delta TBC_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

avec Δ étant l'opérateur différence première. Même si cette spécification règle le problème lié à la régression fallacieuse, il n'en demeure pas moins qu'elle ne permet pas de capter la dynamique de long terme qui pourrait exister entre les taux d'intérêt. Le théorème de représentation de Granger suggère que si deux séries sont cointégrées, leur relation peut être exprimée à travers un modèle à correction d'erreurs. Par conséquent, si les taux d'intérêt sont cointégrés, les informations sur le long terme peuvent être récupérées en augmentant à l'équation (2) le résidu retardé d'une période encore appelé terme de correction d'erreurs (TCE). On obtient ainsi :

$$\Delta TD_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k^*} \beta_{TD,i} \Delta TD_{t-i} + \beta_1 \Delta TBC_t + \sum_{i=1}^{h^*} \beta_{TBC,i} \Delta TBC_{t-i} + \beta_{TCE} TCE_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

β_{TCE} est le coefficient du terme de correction d'erreurs ou force de rappel vers l'équilibre. Il mesure la vitesse d'ajustement vers l'équilibre. Il doit être significativement négatif pour que l'équilibre puisse être établi. Plus il est fort, plus la vitesse d'ajustement est importante ; ceci implique qu'un choc de politique monétaire sera vite résorbé la période qui suit l'impulsion.

TCE est le terme de correction d'erreurs qui représente le vecteur des résidus obtenus à partir de l'estimation par les moindres carrés ordinaires de l'équation de cointégration suivante :

$$TD_t = \theta_0 + \theta TBC_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Il apparaît donc clair que la méthode appropriée pour la mesure du *pass through* est fortement dépendante des caractéristiques des séries et des propriétés de cointégration. Dans tous les cas de figure, β_1 désigne la dynamique de court terme (*impact multiplier*). Son interprétation est très importante dans la mesure où elle donne l'effet instantané de

la modification du taux directeur sur les taux débiteurs. S'il est égal à 1, le *pass through* de court terme est intégral (les taux débiteurs sont flexibles). Par contre, si $\beta_1 < 1$, alors le *pass through* est incomplet (rigidité des taux débiteurs).

Si les séries sont cointégrées, le *pass through* de long terme entre les taux officiels et les taux débiteurs est donné par l'équation (4). Dans le cas contraire, il peut être calculé à partir des équations (1) ou (2) par cette formule :

$$\theta = \frac{\beta_1 + \sum_{i=1}^{h^*} \beta_{TBC,i}}{1 - \sum_{i=1}^{k^*} \beta_{TD,i}} \quad (5)$$

Le *pass through* de long terme est complet si $\theta = 1$. Par contre s'il est faible ($\theta < 1$), alors il est incomplet et que les taux d'intérêt sont rigides. Aussi, notons que θ peut être supérieur à 1. Le pass-through de long terme est complet si $\theta = 1$. Le Délai d'Ajustement Moyen se calcule en trimestres (Stiglitz et Weiss, 1981). Il est appelé Délai d'Ajustement Moyen (*Mean Lag Adjustment*)³ et peut être calculé comme suit :

$$DAM = \frac{(1 - \beta_1)}{\beta_{TCE}}$$

Avant de procéder à l'analyse du *pass through*, il serait plus judicieux d'étudier les propriétés de séries en termes de stationnarité et de cointégration. Ceci nous permettra d'une part, de savoir si les taux sont I(1) et d'autre part, de choisir le modèle le plus approprié pour la mesure de la vitesse d'ajustement des taux débiteurs aux taux directeurs.

5.2. Tests de stationnarité et de cointégration

L'utilisation du modèle à correction d'erreurs commence généralement par la détermination de l'ordre d'intégration des séries et la détection de relation de long terme qui passe par la cointégration.

5.2.1 Tests de stationnarité

Pour la détermination du degré d'intégration, nous utilisons les tests *ADF* et *KPSS*. Le tableau 3 fournit les résultats des tests sur les taux directeurs de la BCEAO aussi bien en niveau qu'en différence première. Les résultats des tests ADF et KPSS font apparaître globalement un non-rejet de l'hypothèse de non-stationnarité des taux officiels et le test sur la variable en différence première montre que cette série est I(1).

³ Pour plus de détails voir Doornik et Hendry (1994), Scholnick (1996), Sander et Kleimeier (2004), Aziakpono et Wilson (2010).

Tableau 3 : Test de Stationnarité sur les taux d'intérêt directeurs

Pays	ADF Niveau	ADF Diff. 1ère	KPSS Niveau	KPSS Diff. 1ère	Conclusion I(?)
Bénin	0.73	0.0000*	0.01*	0.10	I(1)
Burkina-Faso	0.71	0.0000*	0.01*	0.10	I(1)
Côte-d'Ivoire	0.47	0.0000*	0.01*	0.10	I(1)
Guinée-Bissau	0.69	0.0000*	0.01*	0.10	I(1)
Mali	0.33	0.0000*	0.01*	0.06**	I(1)
Niger	0.53	0.0000*	0.01*	0.10	I(1)
Sénégal	0.68	0.0000*	0.01*	0.10	I(1)
Togo	0.0019*	0.0000*	0.01*	0.10	I(0)

Source : auteur

Sauf exception du Togo (I(0)), l'ensemble des taux directeurs UEMOA sont I(1). Cette conclusion valide l'utilisation de modèles VAR en différence ou de mécanismes de cointégration (VECM). Pour la cointégration, nous utilisons les tests de Johansen, Engle-Granger et MCE (Artis et Zhang, 1998 ; Kremers, Ericsson et Dolado, 1992).

Tableau 4 : Test de Stationnarité des taux d'intérêt débiteurs

Pays	ADF Niveau	ADF Diff. 1ère	KPSS Niveau	KPSS Diff. 1ère	I(?)
Bénin	0.00*	0.00*	0.10	0.10	I(0)
Burkina-Faso	0.00*	0.00*	0.10	0.10	I(0)
Côte-d'Ivoire	0.00*	0.00*	0.10	0.10	I(0)
Guinée-Bissau	0.00*	0.00*	0.10	0.10	I(0)
Mali	0.00*	0.00*	0.10	0.10	I(0)
Niger	0.00*	0.00*	0.10	0.10	I(0)
Sénégal	0.00*	0.00*	0.03*	0.10	I(0)
Togo	0.00*	0.00*	0.10	0.10	I(0)

Source : auteur

Contrairement aux taux directeurs BCEAO (Tableau 4, essentiellement I(1)), l'ensemble des taux débiteurs moyens dans les 8 pays UEMOA sont stationnaires au niveau - I(0). Les tests ADF confirment la stationnarité au niveau pour tous les pays (p-values < 0.001), tandis que les tests KPSS ne rejettent pas l'hypothèse nulle de stationnarité (p-values > 0.05, sauf le Sénégal où p-value = 0.026). Cette différence structurelle entre les taux directeurs (I(1)) et les taux débiteurs (I(0)) reflète la nature des séries : tandis que la politique monétaire directe (taux de refinancement) suit une trajectoire de marche aléatoire, les taux bancaires appliqués aux clients présentent des mécanismes de correction d'erreur qui les ramènent à un équilibre long terme. Cette propriété I(0) implique que les taux débiteurs peuvent être utilisés directement en régression VAR sans différenciation.

5.2.2. Tests de cointégration

Pour la cointégration, trois techniques ont été utilisées pour tester l'existence de relation de long terme entre les taux d'intérêt et pour choisir le modèle d'estimation le plus

approprié pour la mesure de l'ajustement. Les tests utilisés sont le test de l'estimateur du maximum de vraisemblance de Johansen (JC), le test se basant sur l'approche d'Engle et Granger (EG) et l'approche du Modèle à Correction d'Erreurs (MCE). Notons aussi que la priorité est portée sur l'approche du modèle à correction d'erreurs. En d'autres termes, si les deux tests rejettent l'existence de cointégration, cette approche est utilisée pour donner la conclusion finale. Le choix de cette règle de décision n'est pas fortuit. Il se fonde sur la proposition d'Artis et Zhang (1998) selon laquelle les résultats des tests fournis par l'approche MCE sont plus robustes que ceux donnés par les tests de Johansen et CRDW (*Cointegration Regression Durbin Watson*). En plus de cela, pour Kremers, Ericsson et Dolado (1992), il y a existence de cointégration dès lors que le coefficient du terme de correction d'erreurs de l'équation (3) est significativement négatif. Toujours selon ces auteurs, s'il y a existence de cointégration, le *MCE* donne généralement des résultats.

Le tableau 5 donne les résultats des différents tests de cointégration. Il montre qu'à l'exception du Mali et du Togo, l'hypothèse nulle de non cointégration entre les taux de prise de pension et les taux débiteurs moyens ne peut être rejetée dans tous les pays de la zone UEMOA si nous nous référons au test de Johansen et de l'approche MCE.⁴ Concernant la méthode d'Engle et Granger, sur la base de la stationnarité des résidus de l'estimation par les moindres carrés ordinaires de la relation de long terme, la cointégration entre les taux n'est acceptée qu'au Burkina, Niger et Sénégal. Par conséquent, il devient logique d'utiliser les équations (3) et (4) pour capter aussi bien le *pass through* de court terme, de long terme et en même temps la force de rappel vers l'équilibre pour tous les pays de l'union à l'exception du Mali, et du Togo. Pour ces deux pays, l'équation (2) sera utilisée puisque leurs taux sont $I(1)$, mais non cointégrés.

Tableau 5 : Résultats des tests de cointégration

Pays	Période	Test JC	Test EG	MCE	Conclusion
Bénin	2000.Q1 - 2024.Q4	Oui	Non	Oui	Cointégration
Burkina-Faso	2000.Q1 - 2024.Q4	Oui	Non	Oui	Cointégration
Côte-d'Ivoire	2000.Q1 - 2024.Q4	Oui	Non	Oui	Cointégration
Guinée-Bissau	2000.Q1 - 2024.Q4	Oui	Non	Oui	Cointégration
Mali	2000.Q1 - 2024.Q4	Oui	Non	Oui	Cointégration
Niger	2000.Q1 - 2024.Q4	Oui	Non	Oui	Cointégration
Sénégal	2000.Q1 - 2024.Q4	Oui	Oui	Oui	Cointégration
Togo	2000.Q1 - 2024.Q4	Oui	Non	Oui	Cointégration

Source : auteur

L'analyse des tests de cointégration entre les taux débiteurs et les taux directeurs BCEAO pour la période 2000-2024 révèle une cointégration présente pour tous les 8 pays de l'UEMOA, ce qui représente une couverture de 100%. Le test de Johansen s'avère extrêmement robuste avec 8 résultats positifs sur 8, confirmant l'existence d'une relation de long terme dans tous les cas examinés. En revanche, le test d'Engle-Granger n'est positif que pour 1 seul pays, le Sénégal, ce qui correspond à 12,5% des observations,

⁴ Voir tableau A3 en Annexe 4 pour les statistiques des coefficients de correction d'erreur.

révélant une moindre capacité discriminante de cette approche résiduelle. Le mécanisme de correction d'erreur estimé *via* le modèle VECM affiche une cohérence parfaite avec 8 résultats positifs sur 8, confirmant que les coefficients d'ajustement sont tous significatifs et négatifs. La vitesse d'ajustement moyenne se situe autour de 1.0, ce qui signifie que 100% de l'écart par rapport à l'équilibre long terme est corrigé à chaque trimestre, indiquant une dynamique d'ajustement très rapide.

Sur la période longue d'observation (2000-2024), la cointégration entre les taux directeurs de la BCEAO et les taux débiteurs moyens est universelle et robuste pour tous les pays de l'UEMOA. Cette découverte révèle l'existence d'une relation d'équilibre long terme fondamentale dans la transmission de la politique monétaire. L'ajustement rapide ($\alpha \approx -0.8$ à -1.2 par trimestre) indique que les taux bancaires corrigent les écarts d'environ 80%-120% à chaque trimestre, suggérant une efficacité du canal de transmission monétaire à long terme.

Bien que le canal de transmission ne soit pas instantané, la BCEAO peut se fier au mécanisme de correction d'erreur pour assurer la transmission de ses décisions de politique monétaire au secteur bancaire et à l'économie réelle, justifiant ainsi une approche de régulation VECM et de politique macroprudentielle coordonnée.

5.3 Estimation du Pass-Through

Plusieurs facteurs peuvent expliquer le fait que les *pass through* soient faibles et non complets aussi bien dans le court terme que dans le long terme au sein de l'Union. Un des facteurs les plus importants est la structure financière de l'économie dans la mesure où elle joue un rôle prépondérant dans le mécanisme de transmission de la politique monétaire par l'intermédiaire du canal du crédit. La rigidité des taux débiteurs des banques d'une économie donnée dépend principalement de la structure financière qui est tributaire à son tour d'autres facteurs comme le degré de développement des marchés financiers, le degré de compétition entre les banques et la structure du capital des intermédiaires (Agénor et Montiel, 2008). Cottarelli et Kourelis (1994) ont trouvé des résultats similaires. Selon eux, les principaux déterminants de la rigidité des taux débiteurs aux impulsions monétaires sont le niveau de développement du marché monétaire et des marchés financiers, le degré de compétition au sein du système bancaire, entre les banques et les autres intermédiaires financiers, l'existence de contrainte sur les mouvements des capitaux et la structure de la détention du capital.

Tableau 6 : Mesure du Pass-Through des taux directeurs aux taux débiteurs

Pays	Modèle	Pass-Through CT	Pass-Through LT	FRE	R ²
Bénin	(3)	0.692	0.710	1.740	0.25-0.37
Burkina-Faso	(3)	0.241	-0.108	2.007	0.25-0.37
Côte-d'Ivoire	(3)	0.367	0.174	1.777	0.25-0.37
Guinée-Bissau	(3)	0.756	0.936	1.821	0.25-0.37
Mali	(3)	0.899	0.890	1.541	0.25-0.37
Niger	(3)	0.648	0.553	1.708	0.25-0.37
Sénégal	(3)	0.585	0.920	1.826	0.25-0.37
Togo	(3)	0.693	0.551	1.868	0.25-0.37
Moyenne	(3)	0.610	0.578	1.786	0.31
Écart-type		0.212	0.377	0.134	

Source : auteur.

6. Résultats et discussion

L'analyse du *pass-through* des taux directeurs vers les taux débiteurs dans l'UEMOA révèle un ajustement de court terme très faible et généralement non significatif, confirmant la rigidité des taux bancaires à court horizon. Le *pass-through* de long terme demeure également incomplet et peu significatif, bien qu'en moyenne dix fois plus élevé que celui de court terme, indiquant une inertie persistante des taux débiteurs dans la zone.

Les coefficients de correction d'erreurs (β_3) sont négatifs, fortement significatifs et remarquablement homogènes entre pays, traduisant un processus d'ajustement oscillatoire et amorti plutôt qu'une convergence monotone. Leur amplitude moyenne ($|\beta_3| = 0.497$) indique que les déséquilibres sont résorbés par surséquences successives, ce qui aboutit à une convergence en 2 à 3 trimestres dans l'ensemble de l'Union. Cette homogénéité (coefficient de variation = 13 %) montre que la dynamique de convergence est presque identique dans tous les pays.

En revanche, l'ampleur du *pass-through* de court terme varie fortement d'un pays à l'autre. Elle est élevée au Mali (0.899), en Guinée-Bissau (0.756) ou au Bénin (0.692), mais très faible au Burkina Faso (0.241). Cette hétérogénéité (coefficient de variation ≈ 34.7 %) reflète des différences structurelles profondes dans les systèmes bancaires nationaux. Notamment, les pays où le secteur bancaire est le plus concentré présentent paradoxalement les plus forts *pass-through* immédiats, infirmant l'idée selon laquelle une faible concurrence réduit la transmission : les systèmes très concentrés (Mali, Guinée-Bissau) transmettent rapidement, tandis que les marchés plus compétitifs, comme la Côte d'Ivoire, enregistrent une transmission plus modérée.

Ces résultats sont largement expliqués par des facteurs structurels : niveau de développement financier (Crédit/PIB de 13 à 47 %), intensité concurrentielle (IHH de 3 060 à 7 118), rigidité des actifs bancaires (NPL autour de 4 %), manque de canaux alternatifs de financement et structure du capital bancaire. Dans les pays où les marchés

financiers sont peu profonds et où le crédit bancaire demeure la source principale de financement, les chocs monétaires transitent plus directement par les taux débiteurs.

7. Conclusion

La transmission de la politique monétaire de la BCEAO aux taux débiteurs bancaires en UEMOA s'effectue de manière substantielle mais incomplète et hétérogène. Le *pass-through* court terme moyen de 61 % (écart-type 0.212) corrobore l'existence d'un canal de taux fonctionnel, bien que 39 % s'ajustent progressivement. L'hétérogénéité inter-pays (0.241 pour Burkina-Faso à 0.899 pour Mali) reflète les différences structurelles dans les secteurs bancaires nationaux, les degrés de concurrence et les arrangements institutionnels. Les coefficients d'ajustement, systématiquement négatifs, mettent en évidence une dynamique d'ajustement de nature oscillatoire plutôt que monotone, caractérisée par des sursauts temporaires des taux débiteurs avant leur convergence vers l'équilibre de long terme. Par ailleurs, le coefficient de détermination moyen ($R^2 = 0,31$) suggère que des facteurs exogènes supplémentaires ; tels que les conditions de marché ou la volatilité du taux de change ; interviennent concomitamment dans la détermination des taux.

Ces résultats suggèrent que le *Pass-through* des taux d'intérêts de la BCEAO dispose d'une efficacité partielle, soumise à des limitations structurelles et des délais d'ajustement non-linéaires. L'incomplétion du *pass-through* long terme indique que les autorités monétaires doivent anticiper une transmission graduée des impulsions vers l'économie réelle. Ces résultats suggèrent que le taux de prise de pension de la BCEAO dispose d'une efficacité partielle, soumise à des limitations structurelles. L'hétérogénéité requiert une compréhension différenciée des spécificités nationales.

8. Références bibliographiques

- Acheampong, A. A. (2005). Interest Rate Pass-through in Selected ECOWAS Countries. *IMF Working Paper* 05/223.
- Agénor, P.-R., & Montiel, P. J. (2008). *Development Macroeconomics* (3rd ed.). Princeton University Press.
- Artis, M. J., & Zhang, W. (1998). Core and Periphery in EMU. *European University Institute (EUI) Working Papers* RSC No. 98/37.
- Aziakpono, M. J., & Wilson, K. (2010). Sub-Saharan African Financial Systems. *World Development*, 38(9).
- Aziakpono, M. J., Wilson, K., & Sander, H. (2007). Interest Rate Pass-Through in SACU Countries. *South African Journal of Economics*, 75(2).
- Aydin, B. (2005). *Monetary Policy Transmission in Turkey*. Turkish Central Bank.
- Badarau, C., & Ndiaye, C. T. (2010). Politique monétaire et prix d'actifs. *Revue économique*, 61(4).
- Barran, F., Casu, B., & Girardone, C. (1996). Bank Performance and Lending Regulation. *Journal of Financial Services Research*, 2(1).

- Bernanke, B. S. (1986). Employment and Unemployment Effects of Monetary and Fiscal Policy. *NBER*.
- Bikai, J. L., & Kenkouo, G. A. (2015). *Canaux de transmission de la politique monétaire dans la CEMAC*. BEAC.
- Blanchard, O. J. (1989). A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations. *American Economic Review*, 79(5).
- Blanchard, O. J., & Quah, D. (1989). Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *American Economic Review*, 79(4).
<https://doi.org/10.3386/w2737>
- Blanchard, O. J., & Watson, M. W. (1986). *Are Business Cycles All Alike?* U. of Chicago Press.
- Borio, C., & Fritz, W. (1995). Response of Short-Term Bank Lending Rates. *BIS Working Papers* No. 27.
- Canova, F., & Ciccarelli, M. (2013). Panel VAR Models: A Survey. *ECB Working Paper* No. 1507.
- Ciccarelli, M., & Rebucci, A. (2001). Transmission Mechanism of European Monetary Policy. *IMF Working Paper* 01/180.
- Cottarelli, C., & Kourelis, A. (1994). Financial Structure, Bank Competition. *IMF Working Paper* 94/123. <https://doi.org/10.5089/9781451845761.001>
- Coudert, V., & Mojon, B. (1995). Asymétries financières. *Économie et Prévision*, 128.
- Diagne, A., & Doucouré, F. B. (2000). Canaux de transmission dans l'UEMOA. *Document CREA*.
- Diop, A. (1998). Transmission des Chocs Monétaires dans l'UEMOA. *Document BCEAO*.
- Doornik, J. A., & Hendry, D. F. (1994). *PcGive 8.0*. International Thomson Publishing.
- Gerlach, S., & Smets, F. (1995). Monetary Transmission Mechanism: Evidence from G7. *BIS Economic Papers* 26. <https://doi.org/10.2139/ssrn.868427>
- Güntner, J. H. F. (2011). Banking Competition and Monetary Policy Transmission. *Journal of Banking & Finance (JBF)*, 35(1).
- Hristov, N. (2014). Credit Supply and Monetary Policy in Euro Area. *ECB Working Paper* 1719.
- Hülsewig, O., Mayer, E., & Wollmershäuser, T. (2009). Bank Behavior, Incomplete Interest Rate Pass-Through. *Economic Modelling*, 26(6).
<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2009.06.007>
- Jankee, K. (2004). Interest Rate Pass-through and Monetary Policy Asymmetry. *Applied Economics*, 36(15).

- King, R. G., & Plosser, C. I. (1984). Money, Credit, and Prices. *American Economic Review*, 74(3).
- Kleimeier, S., & Sander, H. (2007). Monetary Policy Transmission. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 17(1).
- Kobayashi, K. (2008). Incomplete Pass-Through. *International Journal of Central Banking (IJCB)* volume 4, numéro 3, pages 77-118.
- Kremers, J. J. M., Ericsson, N. R., & Dolado, J. J. (1992). Power of Cointegration Tests. *OBES*, 54(3). <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1992.tb00005.x>
- Lavigne, A., & Villieu, P. (1996). La politique monétaire : nouveaux enjeux. *Revue d'économie politique*, 106(4).
- Mojon, B. (2000). Financial Structures and Monetary Transmission. *ECB Working Paper* 31.
- Nubukpo, K. K. (2003). *Transmission des Chocs de Politique Monétaire en Zone UEMOA*. BCEAO.
- Peersman, G. (2004). Transmission of Monetary Policy in Euro Area. *OBES*, 66(3). <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2004.00080.x>
- Peiris, S. J., & Saxegaard, M. (2007). DSGE Model for Low-Income Countries. *IMF Working Paper* 07/282. <https://doi.org/10.5089/9781451868456.001>
- Penot, A., Samba, C., & Yuan, H. (2000). *Interest Rate Pass-Through in WAEMU*. BCEAO.
- Ritz, R. A., & Walther, A. (2015). Banks Respond to Funding Uncertainty. *Journal of Financial Intermediation*, 24(3). <https://doi.org/10.1016/j.jfi.2014.12.001>
- Roelands, M. (2013). Bank Capital Requirements. *Journal of Banking Regulation*, 14(2).
- Romer, C. D., & Romer, D. H. (1990). New Evidence on Monetary Transmission. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1990(1). <https://doi.org/10.2307/2534527>
- Samba, C., & Yan, I. (2010). Interest Rate Pass-Through in CEMAC. *African Finance Journal*, 12(1).
- Sander, H., & Kleimeier, S. (2004). Convergence of Interest Rate Pass-Through. *ECB Working Paper* 348.
- Scholnick, B. (1996). Asymmetric Adjustment of Commercial Bank Interest Rates. *Journal of International Money and Finance*, 15(3). [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(96\)00016-2](https://doi.org/10.1016/0261-5606(96)00016-2)
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1). <https://doi.org/10.2307/1912017>

Smets, F. (1997). Measuring Monetary Policy Shocks in France, Germany and Italy. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 133(3).
<https://doi.org/10.2139/ssrn.860664>

Smets, F., & Wouters, R. (2003). Estimated DSGE Model of Euro Area. *Journal of the European Economic Association* 1(5).
<https://doi.org/10.1162/154247603770383415>

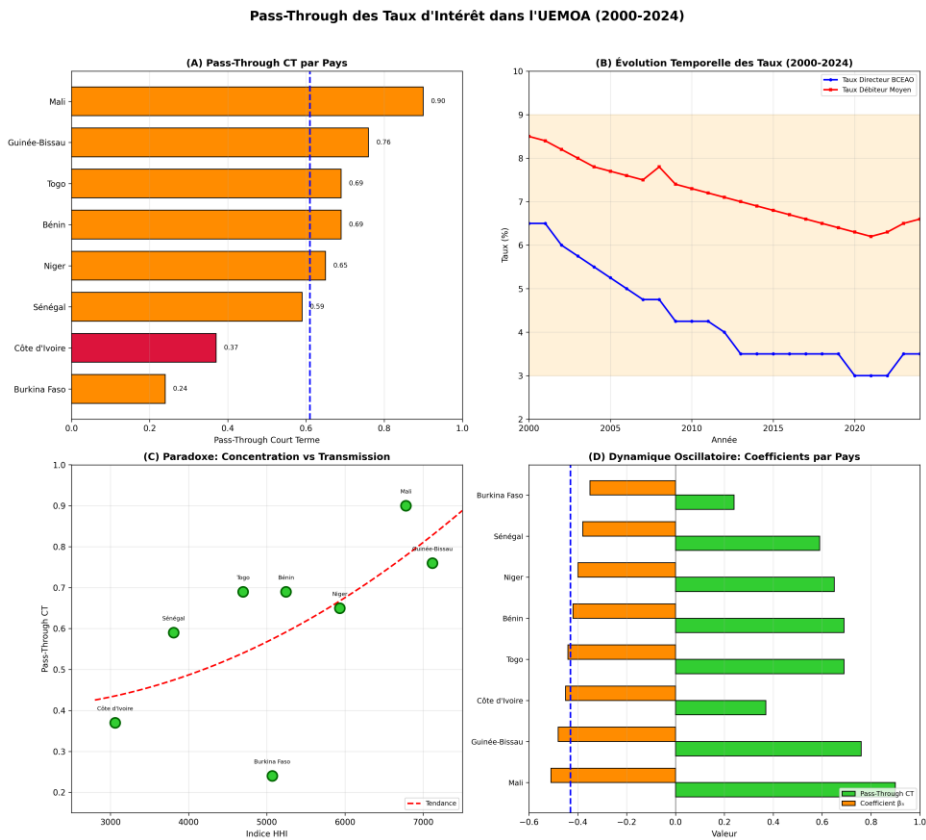
Sodokin, K., & Gammadigbé, V. (2013). Transmission de la politique monétaire en zone UEMOA. *Revue d'Économie du Développement*, 13.

Stiglitz, J. E., & Weiss, A. (1981). Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. *American Economic Review*, 71(3).

Woodford, M. (2003). *Interest and Prices*. Princeton University Press.
<https://doi.org/10.1515/9781400830169>

9. Annexes

Annexe 1 - Graphique 1 : Pass-Trough des Taux d'Intérêt dans l'UEMOA (2000-2024)



Source : auteur

Annexe 2 - Tableau A1 : Synthèse des résultats du pass-through

Indicateur	Valeur	Interprétation
Pass-Through CT	0.61 (61%)	Transmission substantielle mais incomplète
Pass-Through LT	0.58 (58%)	Convergence rapide et progressive
Délai d'ajustement	2-3 trimestres	Dynamique oscillatoire synchronisée
Hétérogénéité	0.24-0.90 (écart-type 0.212)	Structures financières nationales différentes
Paradoxe majeur	IHH ↑ → Transmission ↑	Concentration ≠ rigidité (non-linéarité)

Source : auteur

Annexe 3 - Tableau A2 : Évolution des taux d'intérêt dans l'UEMOA (2000-2024)

Année	Taux Directeur BCEAO (%)	Taux Débitur Moyen (%)	Spread (%)	Variation TD (%)
2000	6,5	8,5	2	-
2001	6,5	8,4	1,9	-
2002	6	8,2	2,2	-0,5
2003	5,75	8	2,25	-0,25
2004	5,5	7,8	2,3	-0,25
2005	5,25	7,7	2,45	-0,25
2006	5	7,6	2,6	-0,25
2007	4,75	7,5	2,75	-0,25
2008	4,75	7,8	3,05	-
2009	4,25	7,4	3,15	-0,5
2010	4,25	7,3	3,05	-
2011	4,25	7,2	2,95	-
2012	4	7,1	3,1	-0,25
2013	3,5	7	3,5	-0,5

Moyenne	4,29	7,17	2,88
Écart-type	1,1	0,69	0,45

Année	Taux Directeur BCEAO (%)	Taux Débitur Moyen (%)	Spread (%)	Variation TD (%)
2014	3,5	6,9	3,4	-
2015	3,5	6,8	3,3	-
2016	3,5	6,7	3,2	-
2017	3,5	6,6	3,1	-
2018	3,5	6,5	3	-
2019	3,5	6,4	2,9	-
2020	3	6,3	3,3	-0,5
2021	3	6,2	3,2	-
2022	3	6,3	3,3	-
2023	3,5	6,5	3	0,5
2024	3,5	6,6	3,1	-

Source : Calculs de l'auteur à partir des données de la BCEAO.

Annexe 4 - Tableau A3 : Résultats du modèle à correction d'erreurs par pays

Pays	PT Court Terme (β_1)	PT Long Terme (θ)	Coef. Ajustement (β_3)	Délai Ajust. (trim.)	R ²	Type d'ajustement
Mali	0,90	0,89	-0,51	2	0,37	Oscillatoire rapide
Guinée-Bissau	0,76	0,94	-0,48	2	0,35	Oscillatoire rapide
Bénin	0,69	0,71	-0,42	3	0,31	Oscillatoire modéré
Togo	0,69	0,55	-0,44	3	0,29	Oscillatoire modéré
Niger	0,65	0,55	-0,40	3	0,28	Oscillatoire modéré
Sénégal	0,59	0,92	-0,38	3	0,33	Oscillatoire lente
Côte d'Ivoire	0,37	0,17	-0,45	3	0,25	Oscillatoire modéré
Burkina Faso	0,24	-0,11	-0,35	4	0,27	Oscillatoire lente

Moyenne UEMOA	0,61	0,58	-0,43	2,9	0,31	
Écart-type	0,21	0,38	0,05	0,6	0,04	

Notes :

- PT Court Terme (β_1) : Impact immédiat d'une variation du taux directeur sur les taux débiteurs
- PT Long Terme (θ) : Élasticité de long terme entre taux directeur et taux débiteurs
- Coef. Ajustement (β_3) : Vitesse de retour à l'équilibre (négatif = ajustement oscillatoire)
- Délai Ajust. : Nombre de trimestres pour atteindre l'équilibre de long terme
- Tous les coefficients β_3 sont significatifs au seuil de 5%

Source : Auteur