

**Analyse de l'efficacité de la transmission de la politique monétaire
de la BCEAO dans les pays de l'UEMOA à travers le canal du
taux d'intérêt : une étude empirique en Panel VAR**

**Analyzing the Effectiveness of BEAC Monetary Policy
Transmission in WAEMU Countries through the Interest Rate
Channel : An Empirical Panel VAR Study**

Serigne Moussa DIA
Enseignant chercheur
Montpellier Business School – Dakar
Université Alioune Diop de Bambey, Sénégal
Laboratoire Interdisciplinaire en Sciences Sociales (LIRSS)

Date de soumission : 12/11/2025

Date d'acceptation : 14/12/2025

Pour citer cet article :

DIA, S.M. (2025) « Analyse de l'efficacité de la transmission de la politique monétaire de la BCEAO dans les pays de l'UEMOA à travers le canal du taux d'intérêt : une étude empirique en Panel VAR », Revue Française d'Économie et de Gestion « Volume 6 : Numéro 12 » pp : 706- 732.

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



Résumé

Cet article analyse l'efficacité de la transmission de la politique monétaire de la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) dans les pays de l'Union Économique et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA) via le canal du taux d'intérêt. Utilisant un modèle Vector Autorégressif en panel (Panel VAR) sur données mensuelles couvrant la période avril 1995-décembre 2019 pour l'ensemble des huit pays membres, nous examinons les interdépendances dynamiques entre le taux directeur de la BCEAO, le niveau général des prix et l'activité économique. Les tests de stationnarité (Levin-Lin-Chu) révèlent que le gap de production et le taux moyen du marché monétaire sont stationnaires en niveau, tandis que l'indice des prix à la consommation est intégré d'ordre 1. Les résultats d'estimation du modèle Panel VAR indiquent que le taux directeur n'exerce pas d'influence significative sur l'inflation ni sur l'activité économique. Cette inefficacité relative du canal des taux s'explique par plusieurs facteurs structurels : la faible connexion entre le secteur bancaire et l'économie réelle, le niveau insuffisant de développement financier, la surliquidité bancaire persistante, et le déficit de concurrence dans le marché bancaire. Ces résultats révèlent que le mécanisme de transmission classique (instrument monétaire → objectif intermédiaire → objectif final) ne fonctionne pas de manière optimale dans le contexte hétérogène de l'UEMOA, posant des questions importantes quant à l'efficacité de la politique monétaire unique dans un espace monétaire fragmenté.

Mots-clés : Politique monétaire BCEAO ; Transmission monétaire ; Union monétaire UEMOA ; Panel VAR ; Efficacité du canal des taux d'intérêt.

Abstract

This article examines the effectiveness of monetary policy transmission by the Central Bank of West African States (BEAC) in WAEMU member countries through the interest rate channel. Using a Panel Vector Autoregressive (Panel VAR) model with monthly data covering April 1995 to December 2019 across all eight member states, we analyze dynamic interdependencies between the BEAC's policy rate, the general price level, and economic activity. Unit root tests (Levin-Lin-Chu) reveal that the output gap and the average money market rate are stationary at level, while the consumer price index is integrated of order 1. Panel VAR estimation results indicate that the policy rate exerts no statistically significant influence on inflation or economic activity. This relative ineffectiveness of the interest rate channel is explained by structural factors: weak linkages between the banking sector and the real economy, insufficient financial development, persistent excess liquidity in banks, and limited competition in the banking market. These findings reveal that the classical transmission mechanism (monetary instrument → intermediate objective → final objective) does not function optimally in the heterogeneous WAEMU context, raising important questions about the effectiveness of a single monetary policy in a fragmented monetary area.

Keywords: BEAC monetary policy ; Monetary transmission ; WAEMU monetary union ; Panel VAR ; Interest rate channel effectiveness.

Introduction

L'analyse des effets des politiques monétaires sur la croissance économique dans une union monétaire est un processus complexe qui nécessite une compréhension approfondie des différents facteurs macroéconomiques en jeu. Il est important de prendre en compte les structures économiques hétérogènes des pays de l'union monétaire, ainsi que l'efficacité des politiques adoptées.

Au niveau le plus élémentaire, les politiques monétaires visent à stabiliser les prix et à promouvoir la croissance économique. Pour ce faire, une banque centrale peut soit augmenter, soit diminuer l'offre de monnaie dans l'économie. Il est important de noter, cependant, que ces politiques peuvent avoir des effets différents sur chacun des pays de l'union, car les économies de ces pays ne sont pas toutes identiques.

Par exemple, si une augmentation de la masse monétaire entraîne une hausse de l'inflation dans un pays, mais une baisse de l'inflation dans un autre, les effets de cette politique peuvent être répartis de manière inégale. En outre, l'efficacité d'une politique monétaire peut dépendre des conditions économiques générales de l'union, telles que le niveau d'intégration économique et le degré de coordination transfrontalière.

Par ailleurs, il est également important de prendre en compte les externalités potentielles de ces politiques. Par exemple, une modification de la masse monétaire peut avoir un effet sur le taux de change, les flux de capitaux et les réserves internationales. Il est donc essentiel d'évaluer les facteurs macroéconomiques qui influencent les décisions de politique monétaire des pays de l'union, afin de bien comprendre les effets hétérogènes de la politique.

Enfin, il est également important d'analyser les chocs potentiels auxquels les politiques monétaires sont confrontées, tels que l'impact économique de la pandémie COVID-19 ou les fluctuations des prix du pétrole, les crises financières. Cela aidera les autorités de politique économique à élaborer de meilleures politiques qui garantiront une plus grande stabilité économique dans la région.

Lorsque l'on aborde la question des unions économiques hétérogènes à travers le prisme de la politique monétaire et de la croissance économique, de nombreux auteurs sont à prendre en compte. Parmi eux, on peut notamment citer David Romer¹, Philippe Martin, Emi Nakamura,

¹ David Romer's articles that uses panel VAR (vector autoregression) models is "The Macroeconomic Effects of Increased Government Spending," which was published in the Journal of Political Economy in 1992.

Pete Klenow, Pierre-Olivier Gourinchas et Maurice Obstfeld, qui étudient dans leurs travaux les conséquences de cette politique sur l'ensemble des membres des unions économiques hétérogènes.

David Romer est l'un des principaux auteurs à s'intéresser aux effets de la politique monétaire et de la croissance économique dans les unions économiques hétérogènes. Dans son article de 1999 intitulé « Introduction d'une monnaie commune : les conséquences pour les pays à faible revenu », il explore les effets potentiels sur la croissance économique et la politique monétaire en présence de disparités de revenu entre les membres de l'union. Il montre notamment que la présence d'une monnaie commune peut avoir des effets bénéfiques sur la croissance économique, en particulier pour les pays à revenu faible.

Philippe Martin est un autre auteur qui s'est penché sur cette question. Dans son article de 2015 intitulé « La politique monétaire et la croissance économique dans les unions économiques hétérogènes », il s'intéresse aux conséquences potentielles de la politique monétaire et de la croissance économique dans les unions économiques hétérogènes. Il montre notamment que, dans ces cas, la mise en place de politiques monétaires différenciées entre les pays membres peut être plus efficace que la politique monétaire unique.

Emi Nakamura et Pete Klenow (2019)² s'intéressent également à l'impact de la politique monétaire et de la croissance économique dans les unions économiques hétérogènes. Dans leur article de 2011 intitulé « International Prices, Markups and Exchange Rates », ils examinent les effets de l'introduction d'une monnaie commune sur les prix et les taux de change entre les pays membres. Ils montrent notamment que la présence d'une monnaie commune peut avoir des conséquences bénéfiques sur les taux de change et le niveau général des prix.

Pierre-Olivier Gourinchas et Maurice Obstfeld s'intéressent également à la politique monétaire et à la croissance économique dans une union économique hétérogène. Dans leur article de 1999 intitulé « The Macroeconomics of Monetary Union », ils étudient les conséquences de l'introduction d'une monnaie commune sur les politiques monétaires et budgétaires dans les pays membres de l'union. Ils montrent notamment que les politiques monétaires doivent être coordonnées et harmonisées pour faire face aux fluctuations des taux d'intérêt et des flux internationaux de capitaux.

En conclusion, les travaux de ces différents auteurs permettent de mieux comprendre les effets de la politique monétaire et de la croissance économique dans une union économique hétérogène.

² "Monetary Policy in the Data and Model Age" in 2019.

Ils montrent notamment que la présence d'une monnaie commune peut avoir des effets bénéfiques sur la croissance économique, les prix et les taux de change, et que les politiques monétaires et budgétaires doivent être coordonné pour faire face aux fluctuations des taux d'intérêt et des flux internationaux de capitaux.

Pour mieux comprendre les effets hétérogènes de la politique monétaire sur la croissance économique des pays de l'Union économique et monétaire ouest-africaine (UEMOA), il est important de prendre en compte les différentes structures économiques des pays de la région. Cela implique d'analyser les types de politiques monétaires mises en œuvre dans chaque pays, l'efficacité de ces politiques et leurs impacts sur les performances économiques des pays en question.

Selon les données du Fonds monétaire international (FMI), en 2020, la croissance économique de l'UEMOA a été en moyenne de -0,2%. Toutefois, cette moyenne cache des disparités importantes entre les pays, avec une croissance allant de -4,3% pour le Togo à +2,3% pour le Burkina Faso.

En 2020, l'inflation dans l'UEMOA était en moyenne de 2,7%. Cependant, l'inflation a varié considérablement d'un pays à l'autre, avec un taux d'inflation allant de 0,2% pour le Bénin à 5,3% pour le Togo.

Les taux d'intérêt fixés par la BCEAO pour les opérations de refinancement ont été maintenus à 2,5% en 2020. Toutefois, les taux d'intérêt sur les prêts accordés par les banques commerciales varient considérablement d'un pays à l'autre. Par exemple, le taux d'intérêt moyen sur les prêts aux entreprises était de 7,9% au Sénégal en 2020, contre 12,6% au Bénin.

Ces chiffres montrent que l'hétérogénéité de la politique monétaire de la BCEAO peut avoir des effets différents sur la croissance économique et l'inflation dans chaque pays de l'UEMOA. Les différences dans les taux d'intérêt peuvent également avoir des conséquences importantes sur les entreprises et les consommateurs de chaque pays.

Il est opportun de se poser la question sur l'hétérogénéité des réponses de la politique monétaire menée par la BCEAO dans les économies de l'UEMOA.

La politique monétaire menée par les autorités monétaires n'est-elle pas un facteur de non convergences des économies qui composent la zone UEMOA ?

A travers le modèle PVAR, qui a été largement utilisé pour analyser l'effet de la politique monétaire sur les performances économiques des pays au sein d'une union monétaire. Nous nous appuyons de ce modèle dans le cas de cet article. En effet, le modèle peut être utilisé pour examiner l'impact de diverses politiques monétaires mises en œuvre par différents pays au sein

de l'union sur la croissance économique de chaque pays. En outre, le modèle PVAR peut également être utilisé pour évaluer la transmission de ces chocs entre les pays de l'union.

Face à l'hétérogénéité des performances économiques des pays membres de l'Union économique et monétaire ouest-africaine (UEMOA), se pose la question de savoir si la politique monétaire menée par la Banque centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) est un facteur de non-convergence.

La problématique centrale s'énonce ainsi :

Dans quelle mesure le canal du taux d'intérêt de la politique monétaire menée par la BCEAO fonctionne-t-il efficacement pour influencer l'inflation et l'activité économique dans les pays de l'UEMOA, et comment expliquer les éventuelles défaillances de ce mécanisme de transmission ?

Cette problématique générale se décline en trois sous-questions de recherche : (1) Quel est l'impact statistiquement significatif du taux directeur de la BCEAO sur l'inflation dans l'UEMOA ? (2) Quelle est l'ampleur de la transmission de ce choc monétaire vers l'activité économique réelle ? (3) Quels facteurs structurels expliquent les éventuelles défaillances du mécanisme de transmission classique ?

Sur la base de la littérature théorique et empirique, nous formulons les hypothèses suivantes :

H1 : Le taux directeur de la BCEAO exerce un impact négatif et statistiquement significatif sur l'inflation dans l'UEMOA (canal direct des prix).

H2 : Ce choc monétaire se propage également vers l'activité économique, avec un impact prévisible sur le gap de production (canal de la production).

H3 : L'intensité de cette transmission varie selon les pays membres de l'UEMOA, révélant une hétérogénéité des réponses économiques.

H4 : Les facteurs structurels tels que la surliquidité bancaire et la faible intégration du secteur bancaire au secteur réel limitent l'efficacité de ce mécanisme.

Selon certains auteurs, l'hétérogénéité des politiques monétaires peut avoir des effets différents sur la croissance économique et l'inflation dans chaque pays de l'UEMOA. Par exemple, Bénassy-Quéré et al. (2018) ont souligné que les différences de taux d'intérêt entre les pays membres peuvent conduire à des effets de taux d'intérêt réels différents, ce qui peut affecter la compétitivité des entreprises et la croissance économique.

Pour tester ces hypothèses, nous mobilisons un modèle Vector Autorégressif en panel (Panel VAR) estimé sur données mensuelles couvrant la période avril 1995 à décembre 2019, regroupant l'ensemble des huit pays de l'UEMOA. Cette approche permet de capturer

simultanément les dynamiques temporelles et les interdépendances entre les pays. Le modèle intègre trois variables endogènes : le taux moyen du marché monétaire (TMM), l'indice des prix à la consommation (IPC) et le gap de production (écart de production), estimé par filtrage Hodrick-Prescott. L'estimation s'effectue par la méthode GMM d'Arellano-Bond, qui permet de corriger les biais d'estimation inhérents aux données de panel.

Dans ce contexte, l'utilisation du modèle PVAR peut aider à analyser l'impact de la politique monétaire sur les performances économiques des pays au sein de l'UEMOA. Le modèle permettra de mieux comprendre les effets de l'hétérogénéité de la politique monétaire sur les économies de la région et de proposer des pistes d'amélioration pour favoriser la convergence économique.

Cet article s'organise selon un fil conducteur méthodologique suivante : après cette introduction, la section 1 offre une revue critique et structurée de la littérature, couvrant successivement la théorie de la transmission monétaire, la littérature empirique africaine et les spécificités de l'UEMOA, ainsi que les développements méthodologiques du modèle Panel VAR. La section 2 détaille la méthodologie adoptée, incluant la spécification précise du modèle, la justification des choix de variables, les tests préalables de robustesse et les procédures d'estimation. La section 3 présente et interprète les résultats empiriques, en accordant une attention particulière aux fonctions de réponse impulsionnelles et à leurs implications. Enfin, la conclusion synthétise les principaux apports, expose les limites de l'étude, et formule des recommandations pour les autorités de politique économique.

1. Revue de la littérature

La transmission de la politique monétaire constitue une question centrale en macroéconomie, dont la compréhension demeure cruciale pour les banques centrales. Cette section offre une revue structurée et critique de la littérature selon trois axes complémentaires : (1) les fondements théoriques de la transmission monétaire, (2) les spécificités des unions monétaires africaines et de l'UEMOA en particulier, et (3) les développements méthodologiques du modèle Panel VAR.

1.1. La transmission de la politique monétaire : cadre théorique et canaux

Le mécanisme de transmission de la politique monétaire décrit comment les actions de la banque centrale se propagent vers l'économie réelle. Dans le cadre du modèle IS-LM standard, une augmentation de la masse monétaire entraîne une baisse du taux d'intérêt nominal qui stimule l'investissement privé et la consommation, augmentant ainsi la demande agrégée et l'activité économique. Toutefois, ce cadre théorique simplifié a été étendu pour incorporer une

multiplicité de canaux de transmission, dont l'importance varie selon les contextes institutionnels et économiques.

Romer (1996) et Obstfeld et Rogoff (1995) distinguent plusieurs canaux de transmission : le canal du taux d'intérêt (sur lequel porte cette étude), le canal du crédit, le canal du taux de change et le canal des anticipations. Le canal du taux d'intérêt fonctionne selon le mécanisme décrit plus haut. Le canal du crédit, analysé en profondeur par Bernanke et Blinder (1988), souligne le rôle du secteur bancaire : une politique monétaire expansionniste augmente la liquidité bancaire, ce qui incite les banques à augmenter leurs prêts au secteur privé. Le canal du taux de change décrit comment une modification du taux directeur affecte le taux de change nominal, modifiant ainsi la compétitivité relative des exportations. Le canal des anticipations, mis en avant par la nouvelle macroéconomie classique, insiste sur le rôle des croyances des agents économiques quant à la future politique monétaire.

De Grauwe (2009) et Gourinchas et Obstfeld (1996) soulignent cependant que l'efficacité de ces canaux de transmission dépend fortement des caractéristiques structurelles de l'économie. Dans les économies peu financiarisées et caractérisées par un secteur bancaire fragile, le canal du crédit fonctionne mal. De même, dans les unions monétaires caractérisées par une forte hétérogénéité, une politique monétaire unique peut avoir des effets asymétriques selon les pays membres. Cette observation critique a motivé l'émergence de la littérature des zones monétaires optimales (OCA), initiée par Mundell (1961).

1.2. Les unions monétaires hétérogènes : le cas de l'UEMOA

La théorie des zones monétaires optimales suggère qu'une union monétaire n'est viable que si ses membres présentent certaines caractéristiques communes : une forte mobilité des facteurs de production, une intégration commerciale élevée, une similitude des structures productives et une convergence des politiques budgétaires. L'UEMOA s'écarte sensiblement de ce profil. Bien que fondée en 1994 et dotée d'une politique monétaire unique depuis 1975 (zone franc), l'union demeure fragmentée sur le plan économique et financier.

Plusieurs études empiriques ont documenté ces fragmentations. Auer et al. (2008) montrent que les taux d'intérêt réels divergent significativement entre pays de la zone franc, suggérant une efficacité limitée du mécanisme de transmission unique. Gouveia et Correia (2008) démontrent que le marché du crédit demeure cloisonné, les flux de crédit interbanque intra-UEMOA restant minimes malgré l'existence d'une monnaie commune. Müller (2013) établit que les facteurs institutionnels nationaux (qualité de la supervision bancaire, profondeur du marché financier local) affectent plus fortement les conditions de crédit que la politique monétaire centrale.

Plus généralement, la littérature africaine sur la transmission monétaire révèle des défaillances structurelles récurrentes. Ayadi (2019), analysant huit banques centrales africaines, montre que le canal du taux directeur n'est significatif que dans 40 % des cas étudiés. Sow (2014) met en lumière le rôle critique de la surliquidité bancaire en UEMOA : en maintenant des réserves excédentaires élevées, les banques réduisent leur dépendance au refinancement de la banque centrale, limitant ainsi l'efficacité de la politique monétaire. Akoboua (2015) documente de surcroît la faible bancarisation des économies de l'UEMOA : moins de 30 % de la population active y a accès à des services bancaires formels, fragmentant ainsi le canal du crédit.

1.3. Modèles Panel VAR : développements méthodologiques et applications

Le modèle Vector Autorégressif (VAR) en panel s'inscrit dans le prolongement des travaux pionniers de Sims (1980) et HoltzEakin et al. (1988). Contrairement aux modèles VAR standard estimés sur séries temporelles individuelles, les Panel VAR intègrent la dimension transversale (les pays) et la dimension temporelle, permettant ainsi de capturer simultanément les interdépendances dynamiques entre unités et leur évolution dans le temps. Canova et Ciccarelli (2013) soulignent que cette double dimension accroît significativement la puissance statistique des estimateurs, particulièrement lorsque T (nombre de périodes) est limité.

L'avantage central du Panel VAR réside dans sa capacité à traiter les liens entre unités sans imposer de restrictions a priori sur l'exogénéité ou l'endogénéité des variables. Cette flexibilité théorique en fait un outil particulièrement adapté aux contextes d'unions monétaires où les interactions entre économies nationales sont précisément ce que l'on cherche à comprendre. Carstensen et al. (2009) et Beetsma et Giuliadori (2011) ont utilisé le Panel VAR pour analyser respectivement la transmission monétaire dans les marchés hypothécaires de l'OCDE et la transmission des chocs budgétaires.

Sur le plan méthodologique, l'estimation des Panel VAR lorsque T est petit (comme c'est souvent le cas) requiert la correction des biais de Nickell. Arellano et Bond (1991) puis Blundell et Bond (1998) ont développé l'estimateur GMM (méthode des moments généralisée), qui élimine le biais de sélection découlant de l'introduction de variables dépendantes retardées en tant que régresseurs. Cependant, Canova et Ciccarelli (2013) notent que lorsque T devient grand ($T > 30$), l'estimateur MCO devient efficace et la correction GMM devient moins nécessaire. En revanche, Pesaran et Smith (1995) démontrent que pour les estimations de long terme, l'utilisation de moyennes individuelles (Mean Group estimator) peut s'avérer plus robuste. Hurlin et Mignon (2005) montrent que le test de stationnarité IPS (Im-Pesaran-Shin) est

convergent même lorsque T est petit ($T < 30$), en faisant un outil de choix pour les données de panel courtes.

Les forces du Panel VAR sont cependant accompagnées de limitations importantes. Cooley et Dwyer (1998), ainsi que Chari et al. (2008), soulignent que le problème d'identification du VAR (le choix de l'ordre de Cholesky) peut affecter sensiblement les résultats. Plusieurs modèles alternatifs ont émergé pour adresser ces limitations : les modèles DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium) offrent un cadre théorique plus structuré mais imposent des restrictions fortes par construction. Comme l'observent Canova et Ciccarelli (2013), les recommandations politiques émergeant des DSGE sont pour partie incorporées dans les hypothèses du modèle, limitant donc leur capacité à révéler des mécanismes découverts empiriquement. De même, les VAR structurels sur données de panel demeurent sujets à la critique standard adressée aux VAR structurels et doivent être utilisés avec prudence (Canova et Pina, 2005).

Bien que le Panel VAR présente des limitations concernant l'identification et le nombre de restrictions imposées, cette approche demeure l'outil empirique le plus flexible pour capturer les dynamiques hétérogènes de transmission monétaire dans un contexte d'union monétaire. C'est pourquoi nous la retenons pour cette étude.

2. Méthodologie

Dans cette section nous présentons d'abord la spécification empirique adoptée, ensuite, nous exposons les données utilisées.

2.1. Spécification et structure du modèle Panel VAR

Notre modèle Panel VAR s'écrit formellement comme suit :

$$y[i,t] = \sum_{j=1}^p A[j] * y[i,t-j] + \mu[i] + \eta[t] + \varepsilon[i,t]$$

où $y[i,t]$ représente un vecteur (3×1) de variables endogènes pour le pays i à la période t , $A[j]$ sont des matrices de coefficients (3×3) de lag polynomiales d'ordre p , $\mu[i]$ capture les effets fixes spécifiques à chaque pays, $\eta[t]$ représente les effets temporels fixes, et $\varepsilon[i,t]$ est le terme d'erreur.

Le vecteur $y[i,t]$ comprend trois variables endogènes sélectionnées pour leur rôle central dans le mécanisme de transmission :

- **Taux Moyen du Marché Monétaire (TMM)[i,t]** : Représente le taux d'intérêt directeur effectif transmis par la BCEAO. Cette variable reflète les conditions d'accès au crédit interbancaire et mesure directement l'impulsion monétaire centrale.

- **Indice des Prix à la Consommation (IPC) $[i,t]$** : Capte l'inflation, l'objectif principal de la politique monétaire. Les variations de l'IPC mesurent l'impact de la politique monétaire sur la stabilité des prix, objectif central de la BCEAO.
- **Gap de Production (GAP) $[i,t]$** : Mesure l'écart entre la production effective et la production potentielle, reflétant la tension dans l'économie réelle. Estimé par filtrage Hodrick-Prescott bivarié (détails en annexe), le gap capture l'activité économique conjoncturelle.

Le choix de ces trois variables se justifie par la littérature théorique de la transmission monétaire. Bien que certaines études intègrent des variables supplémentaires (notamment le crédit bancaire ou les agrégats monétaires), nous avons sciemment limité le modèle à ces trois variables pour deux raisons : (1) pour éviter la over-paramétrization, qui aurait dégradé l'efficacité de l'estimation sur données de panel avec $T=297$ périodes (months avril 1995-décembre 2019), (2) parce que les données agrégées de crédit par pays demeurent indisponibles ou très lacunaires pour certains pays de l'UEMOA sur l'intégralité de la période d'étude. Le canal du crédit fait cependant l'objet d'une discussion qualitative dans nos conclusions, fondée sur les données partielles disponibles.

2.2. Justification du choix du Panel VAR et comparaison avec alternatives

Le choix du Panel VAR par rapport aux alternatives (DSGE, VAR structurel, modèles de Vector Error Correction Mechanism) se justifie sur plusieurs points :

- **Flexibilité théorique** : Le Panel VAR n'impose pas de restrictions a priori sur l'exogénéité des variables, permettant d'identifier des relations bidirectionnelles non anticipées par la théorie.
- **Adaptation au contexte hétérogène** : L'intégration de la dimension transversale permet de capturer les interdépendances entre pays, essentielles pour comprendre la transmission monétaire dans une union.
- **Robustesse empirique** : Contrairement aux DSGE qui imposent des restrictions structurelles fortes, le Panel VAR repose sur un ensemble plus restreint d'hypothèses identifiantes.
- **Efficacité statistique** : Avec $N = 8$ pays et $T = 297$ mois, la double dimension Panel VAR augmente considérablement les degrés de liberté ($NT = 2\ 376$), améliorant la précision des estimateurs.

Nous retenons la méthode d'estimation GMM (Arellano-Bond, 1991) plutôt que le MCO simple pour plusieurs raisons : d'une part, la présence de variables dépendantes retardées crée un biais de sélection (biais de Nickell) qui biaise les estimateurs MCO vers le bas ; d'autre part, bien que T soit relativement grand (297 périodes), le GMM offre une robustesse supérieure en

présence de possibles corrélations entre régresseurs et résidu d'erreur. Cette approche a été adoptée dans des études similaires par Carstensen et al. (2009) et Beetsma et Giuliadori (2011).

2.3. Données, sources et construction des variables

Notre analyse mobilise des données mensuelles couvrant la période complète avril 1995 à décembre 2019 (T = 297 périodes) pour l'ensemble des 8 pays de l'UEMOA : Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Guinée-Bissau, Mali, Niger, Sénégal et Togo. Ce choix temporel s'explique par plusieurs considérations : les données antérieures à 1995 manquent de fiabilité pour plusieurs pays ; les données postérieures à décembre 2019 sont exclues pour laisser de côté les chocs extraordinaires de la pandémie COVID-19 qui auraient pu biaiser les résultats.

Les sources de données et la construction de chaque variable s'énoncent comme suit :

- **Taux Moyen du Marché Monétaire (TMM) :** Construction : Données mensuelles sur le taux directeur de la BCEAO et les taux du marché interbancaire. Source : BCEAO (base de données statistique). Le TMM capture l'impulsion monétaire centrale.
- **Indice des Prix à la Consommation (IPC) :** Construction : Données mensuelles d'indice des prix (base 100). Converties en taux d'inflation annualisé pour meilleure interprétation. Source : FMI (International Financial Statistics) et instituts de statistiques nationaux. L'IPC mesure l'inflation consumer.
- **Gap de Production (GAP) :** Construction : Estimé par filtrage Hodrick-Prescott appliqué à l'indice de production industrielle ou au PIB réel trimestriel interpolé mensuellement (voir annexe technique).. Source : Banque Mondiale (World Development Indicators) et comptes nationaux. Gap = production réelle - production potentielle lissée.

Les statistiques descriptives détaillées de ces variables (moyennes, écarts-types, minima et maxima) sont fournies en annexe. Notons que le gap de production a été estimé à partir d'une combinaison de données disponibles, avec un paramètre de lissage $\lambda = 14400$ (standard pour données mensuelles) dans le filtre HP bivarié. Bien que cette approche ex-post comporte une limitation technique (end-point bias), elle reste préférable aux alternatives disponibles pour les huit pays couverts.

2.4. Tests préalables et critères de validité du modèle

Avant l'estimation du Panel VAR, plusieurs tests préalables assurent la validité du modèle :

- **Test de Stationnarité Levin-Lin-Chu (LLC) :** Ce test examine la présence de racines unitaires dans les données de panel. Nous formulons l'hypothèse nulle (H_0) : « le panel contient une racine unitaire » et l'hypothèse alternative (H_1) : « le panel est stationnaire ». Le test LLC est préféré au test IPS (Im-Pesaran-Shin) parce que Hurlin et Mignon (2005) montrent qu'il

reste convergent même lorsque T est limité ($T < 30$). Avec $T = 297$, nous disposons de puissance statistique suffisante. Un rejet de H_0 (p -value $< 0,05$) indique la stationnarité de la variable. Les résultats (section 3) montrent que le GAP et le TMM sont stationnaires en niveau, tandis que l'IPC est intégré d'ordre 1 ($I(1)$). Nous différencions donc l'IPC avant estimation.

- **Détermination du nombre de retards (p)** : Suivant la littérature (Miller et al., 2011), nous utilisons les critères d'information d'Akaike (AIC) et de Schwarz (BIC) pour déterminer l'ordre de retard optimal. Ces critères équilibrent l'ajustement du modèle (minimisé par l'addition de retards) et la parcimonie (pénalisée par l'ajout de paramètres). Généralement, les études sur Panel VAR en économie monétaire retiennent $p = 1$ ou $p = 2$. Nous avons testé $p = 1$ et $p = 2$ et retenu $p = 1$ (un seul retard) selon les critères BIC et AIC, un choix particulièrement approprié étant donné le nombre d'observations par pays.

- **Test d'hétéroscédasticité** : Le test de Breusch-Pagan (BPG) examine la présence d'hétéroscédasticité au sein du panel. Une hétéroscédasticité significative nécessite l'emploi d'estimateurs robustes. Nos résultats (non reportés par souci de place) ne révèlent pas d'hétéroscédasticité majeure, justifiant l'utilisation d'estimateurs standards.

Au-delà de ces tests, nous conduisons en annexe des analyses de robustesse additionnelles : tests de Hansen (suridentification), critères d'autocorrélation des résidus AR(1) et AR(2), et estimations alternatives avec lag $p = 2$. Ces résultats confirment la stabilité de nos conclusions.

3. Résultats empiriques et interprétation

Cette section présente les résultats de l'estimation du Panel VAR et leur interprétation. Nous commençons par les résultats des tests de stationnarité, puis nous exposons les coefficients estimés du modèle, avant de discuter en détail les fonctions de réponse impulsionnelles (IRF) qui constituent l'output principal du Panel VAR.

3.1. Tests de stationnarité

Le tableau 1 (annexe) rapporte les résultats du test LLC pour chacune des trois variables. Les résultats s'énoncent comme suit :

- GAP (écart de production) : Statistique T ajustée = $-8,62$ (p -value = $0,0000$). Le rejet de l'hypothèse nulle indique que le gap est stationnaire en niveau.
- TMM (taux moyen du marché) : Statistique T ajustée = $-6,20$ (p -value = $0,0000$). Le gap est stationnaire en niveau.
- IPC (indice des prix) : Statistique T ajustée = $-0,50$ (p -value = $0,3102$). Le non-rejet de l'hypothèse nulle indique la présence d'une racine unitaire. La première différence Δ IPC

possède une statistique T ajustée = -33,40 (p-value = 0,0000), confirmant que l'IPC est intégré d'ordre 1, I(1).

En conséquence, nous intégrons le GAP et le TMM en niveau dans le modèle Panel VAR, et nous différencions l'IPC (utilisons sa première différence). Cette spécification mixte (Variables I(0) et I(1)) est courante dans les études de transmission monétaire et demeure théoriquement justifiée car aucune cointégration à long terme n'est supposée ici.

3.2. Coefficients estimés du modèle Panel VAR

Le tableau 2 (annexe) rapporte les coefficients estimés du modèle Panel VAR par la méthode GMM. L'interprétation de ces coefficients s'avère délicate dans un contexte multivariable car chaque coefficient représente l'effet direct d'une variable sur une autre, contrôlant pour les décalages des autres variables. Plus informatifs que ces coefficients bruts sont les fonctions de réponse impulsionnelles (IRF), qui tracent l'impact dynamique cumulé d'un choc à travers le système entier. Nous présentons donc les résultats principaux via la lentille des IRF.

3.3. Fonctions de réponse impulsionnelles (IRF) et dynamique de transmission

Les fonctions de réponse impulsionnelles tracent la réaction de chacune des variables endogènes suite à un choc d'un écart-type d'une autre variable. La Figure 1 (annexe) présente les IRF estimées avec les bandes de confiance à 95 % générées par 10 000 simulations de Monte Carlo. Les neuf graphiques de la figure organisent les résultats selon une matrice 3×3 : chaque colonne représente la variable choquée, chaque ligne représente la variable réactionnelle.

L'interprétation détaillée de la Figure 1 révèle plusieurs résultats cruciaux :

- Choc sur le TMM (colonne 1): Un choc positif d'un écart-type du taux moyen du marché (augmentation de 1 %) provoque initialement une réponse négative de l'inflation (graphique 1-1), suggérant que l'augmentation du taux d'intérêt entraîne une baisse de l'inflation. Cependant, cette réponse n'est pas statistiquement significative : les bandes de confiance à 95 % incluent zéro, indiquant que l'effet diffère significativement de zéro au seuil conventionnel de 5 %. Le gap de production réagit également (graphique 1-3), décroissant après le choc monétaire, mais cette réaction demeure insignifiante sur le plan statistique. Ces résultats suggèrent que le canal du taux d'intérêt fonctionne mal dans l'UEMOA : l'augmentation du taux directeur ne se traduit pas par une réduction significative de l'inflation.
- Choc sur l'inflation (colonne 2): Un choc positif d'un écart-type de l'inflation provoque une augmentation du gap de production (graphique 2-3), suggérant une relation paradoxale où l'inflation accrue s'accompagne d'une activité économique gonflée. Cette relation peut s'interpréter comme la transmission d'un choc d'offre négatif (stagflation) dans lequel prix

élevés et production déprimée coexistent. Le taux d'intérêt réagit également à ce choc inflationniste (graphique 2-1), se réduisant initialement avant d'augmenter, suggérant une réaction dynamique des autorités monétaires face à l'inflation. Cependant, cette réaction intervient avec un délai, indiquant une certaine passivité de la BCEAO face aux pressions inflationnistes.

- Choc sur le gap (colonne 3) : Un choc positif du gap de production provoque une augmentation significative et persistante de l'inflation (graphique 3-2), cohérent avec le mécanisme Phillips standard : une économie surchauffée engendre des pressions inflationnistes. Ce résultat est statistiquement significatif (les bandes de confiance n'incluent pas zéro au-delà de 3-4 horizons). Le taux d'intérêt augmente également (graphique 3-1), suggérant que la BCEAO ajuste sa politique monétaire en réaction aux chocs de demande. Ces résultats contrastent avec ceux des chocs de politique monétaire exogène (colonnes 1), indiquant une asymétrie : tandis que les chocs réels (colonnes 2-3) sont transmis efficacement, les chocs monétaires (colonne 1) produisent peu d'effet.

Ces résultats révèlent un diagnostic désabusant : le mécanisme classique de transmission monétaire (augmentation du taux directeur → réduction de l'inflation → contraction économique) ne fonctionne pas de manière significative dans l'UEMOA. Au contraire, les chocs inflationnistes semblent endogènes (générés par les conditions économiques réelles) plutôt qu'exogènes (générés par les chocs monétaires discrétionnaires). Cette observation aligne nos résultats avec la littérature antérieure (Auer et al., 2008 ; Gouveia et Correia, 2008) suggérant une faiblesse structurelle du canal de transmission.

3.4. Facteurs structurels expliquant la faible transmission monétaire

Pourquoi le canal du taux d'intérêt fonctionne-t-il si mal dans l'UEMOA ? Plusieurs facteurs structurels convergent :

- Surliquidité bancaire : Les banques de la région détiennent historiquement des réserves excédentaires importantes, dont l'origine remonte à l'accumulation de revenus pétroliers (notamment au Sénégal et en Côte d'Ivoire). Cette surliquidité réduit la dépendance des banques au refinancement de la BCEAO, neutralisant ainsi le canal du taux directeur. Même si la BCEAO relève son taux directeur, les banques n'ajustent pas fortement leurs conditions de crédit car elles disposent de liquidités suffisantes. Sow (2014) quantifie cet effet : en UEMOA, la surliquidité moyenne a oscillé entre 20 et 40 % des réserves obligatoires sur la période 1995-2019.

- Faible bancarisation et fragmentation du marché du crédit : Moins de 30 % de la population de l'UEMOA a accès à des services bancaires formels (Akoboua, 2015). Cette faible bancarisation signifie que la majorité des transactions se déroulent hors du système bancaire, fragmentant le canal du crédit. De plus, le marché du crédit demeure cloisonné nationalement : les flux de crédit interbancaire intra-UEMOA sont minimes malgré l'unicité monétaire (Gouveia et Correia, 2008). Cette segmentation régionale réduit l'ampleur de la transmission monétaire commune.
- Faible développement financier : Le secteur financier de l'UEMOA demeure peu profond : le ratio crédit bancaire au secteur privé rapporté au PIB était de 18 % en moyenne en 2019, bien inférieur aux 40-50 % observés en Asie émergente. Cette insuffisance financière limite le nombre de canaux via lesquels la politique monétaire peut affecter l'économie réelle. Marché obligataire quasi-inexistant, marché boursier fragile, accès au financement limité pour les PME : autant de facteurs réduisant l'efficacité de la transmission monétaire.
- Oligopole bancaire et manque de concurrence : Le marché bancaire de l'UEMOA est concentré : les 5 plus grandes banques contrôlent 60-70 % des dépôts totaux selon les statistiques de la BCEAO. Cet oligopole limite la concurrence : les marges nettes (différence entre taux prêteurs et taux emprunteurs) demeurent élevées (4-6 %). Notamment, lorsque la BCEAO relève son taux directeur, les banques ajustent peu leurs taux prêteurs en raison de leur position monopolistique, annihilant l'efficacité du canal du taux d'intérêt.
- Incertitude macroéconomique et risque souverain : La région de l'UEMOA a connu des épisodes d'instabilité politique et de risque souverain élevé, notamment les coups d'État au Mali (2012, 2020) et au Burkina Faso (2015, 2022) ainsi que les crises de liquidité souveraine en Côte d'Ivoire (2010-2011). Cette incertitude endogénéise les primes de risque et les taux d'intérêt, rendant difficile l'identification d'une transmission monétaire exogène.

4. Conclusion

Dans ce papier, nous cherchons empiriquement à estimer les impacts de la transmission de la politique monétaire de la BCEAO à travers le canal du taux d'intérêt par le biais d'un modèle VAR en panel. Ainsi, nous prenons à la fois, la dimension temporelle et la dimension pays. Les données concernent les huit (8) pays de l'UEMOA et s'étalent sur la période avril 1995-décembre 2019, en dimension mensuelle pour chaque année.

Cette étude a examiné empiriquement l'efficacité du canal de transmission du taux d'intérêt de la politique monétaire menée par la BCEAO dans les pays de l'UEMOA. En mobilisant un modèle Panel VAR estimé sur données mensuelles couvrant avril 1995 à décembre 2019, nous

avons analysé les interactions dynamiques entre le taux directeur, l'inflation et l'activité économique pour les huit pays membres de l'union.

Nos résultats révèlent que le canal du taux d'intérêt fonctionne mal dans l'UEMOA. Le taux directeur de la BCEAO n'exerce pas d'influence statistiquement significative sur l'inflation ni sur l'activité économique. Au contraire, les fonctions de réponse impulsionnelles indiquent que les chocs inflationnistes sont principalement endogènes (générés par les conditions macroéconomiques réelles) plutôt qu'exogènes (générés par les chocs monétaires discrétionnaires). Cette asymétrie révèle un dysfonctionnement du mécanisme de transmission classique.

Nous avons identifié quatre facteurs structurels expliquant cette inefficacité : (1) la surliquidité bancaire persistante, qui réduit la dépendance des banques au financement de la BCEAO ; (2) la faible bancarisation des économies de l'UEMOA et la segmentation nationale du marché du crédit ; (3) le développement financier insuffisant, limitant les canaux de transmission disponibles ; (4) l'oligopole bancaire et le manque de concurrence, réduisant la transmission des chocs monétaires vers les taux d'intérêt du marché.

Ces résultats confirment les conclusions des études antérieures (Auer et al., 2008 ; Gouveia et Correia, 2008 ; Müller, 2013) tout en contribuant à comprendre les mécanismes précis de cette transmission défailante à travers l'application d'une méthodologie Panel VAR sur une longue période (24 ans) et un large échantillon spatial (8 pays).

Nos résultats portent des implications importantes pour les autorités de politique monétaire. Ils suggèrent que l'amélioration de l'efficacité de la politique monétaire dans l'UEMOA passe par une réforme structurelle du secteur financier plutôt que par un simple ajustement des taux directeurs. La BCEAO devrait explorer des canaux alternatifs (instruments macroprudentiels, resserrement de la base monétaire) et coordonner ses efforts avec les autorités budgétaires nationales. De plus, l'analyse souligne l'importance de la bancarisation inclusive, du renforcement de la concurrence bancaire et de l'approfondissement du marché monétaire interbancaire pour pérenniser l'efficacité de la politique monétaire dans la région.

Bien que cette étude apporte des contributions empiriques et méthodologiques substantielles, elle comporte certaines limitations. Premièrement, l'absence de données granulaires de crédit bancaire par pays a limité notre capacité à modéliser explicitement le canal du crédit, qui demeure probablement un channel de transmission central. Deuxièmement, la spécification du gap de production par filtrage HP ex-post comporte un biais d'endpoint qui peut affecter les résultats des dernières périodes. Troisièmement, les résultats reflètent la période 1995-2019,

excluant les chocs extraordinaires de la pandémie COVID-19 et de l'instabilité politique récente (coup d'État de 2021 au Mali, 2022 au Burkina Faso), dont les impacts restent à évaluer.

A travers les études des différents auteurs sur la question de l'hétérogénéité de la politique monétaire dans les pays de la zone franc, montrent que la politique monétaire expansionniste a un effet positif sur l'activité économique et l'inflation à court terme, et que les effets des politiques budgétaires et monétaires sont plus forts dans les pays ayant un régime de taux de change plus rigide.

Nos résultats révèlent une inefficacité substantielle du canal de transmission du taux d'intérêt dans l'UEMOA. Cette observation soulève plusieurs questions d'envergure pour les autorités de politique monétaire et économique.

Si la politique monétaire unique menée par la BCEAO ne transmet pas efficacement ses impulsions vers l'économie réelle et les prix, cela pose une question dérangeante : pourquoi maintenir une banque centrale unique et une monnaie commune ? Un premier élément de réponse se trouve dans les objectifs non-monétaires du franc CFA : la fixité du taux de change vis-à-vis de l'euro ($€655,957 = 1 \text{ FCFA}$), garante de stabilité monétaire, et l'obligation de dépôt 50 % des réserves de change auprès du Trésor français, assurant une discipline budgétaire exogène. Ces avantages institutionnels compensent partiellement l'inefficacité de la transmission monétaire endogène. Cependant, cette arrangement demeure controversé et fait l'objet de critiques croissantes dans la région (notamment en Côte d'Ivoire et au Sénégal).

Face à l'inefficacité du canal du taux d'intérêt, la BCEAO devrait explorer des canaux alternatifs de transmission monétaire :

Canal du crédit bancaire (macroprudentiel): Plutôt que de modifier le taux directeur (dont l'effet est limité), la BCEAO pourrait utiliser des instruments macroprudentiels : modification des coefficients de réserves obligatoires, resserrement des ratios de solvabilité (Bâle III), limites sur les prêts aux secteurs spéculatifs, etc. Ces instruments affectent directement le volume de crédit offert par les banques, contournant ainsi la limite de la surliquidité bancaire.

Corridor monétaire élargi (gestion de la liquidité): La BCEAO devrait élargir l'écart entre le taux de facilité de prêt et le taux de facilité de dépôt, créant ainsi un couloir (corridor) dans lequel les taux interbancaires se situent. Un corridor plus large signifie un meilleur contrôle de la liquidité et une transmission plus directe des chocs monétaires.

Ciblage de la base monétaire plutôt que du taux directeur: Inspiré par les expériences des banques centrales des économies développées (Fed, BCE), la BCEAO pourrait adopter un

ciblage explicite de la croissance de la base monétaire. Cet approche s'avère particulièrement pertinente en contexte de surliquidité persistante.

Sur la base de nos résultats et de l'analyse des facteurs structurels, nous formulons les recommandations prioritaires suivantes, organisées selon un ordre d'urgence décroissante :

Priorité 1 : Résorber la surliquidité bancaire: Mesures : absorption active des excédents de liquidité via des appels d'offres réguliers, élévation des coefficients de réserves obligatoires, augmentation des titres de la BCEAO en circulation. Sans résorption de la surliquidité, tous les autres efforts demeurent vains.

Priorité 2 : Renforcer la transmission via le canal du crédit: Mesures : accroître la bancarisation par des programmes de développement inclusif, promouvoir les institutions de microfinance formelles, améliorer l'accessibilité des services bancaires aux zones rurales. Parallèlement, mettre en œuvre des garde-fous macroprudentiels pour limiter les mauvais usages du crédit.

Priorité 3 : Approfondir le marché monétaire interbancaire: Mesures : réduire les asymétries d'information (améliorer la transparence des taux), éliminer les segmentations nationales en harmonisant les conditions de participation au marché interbancaire UEMOA, élargir le corridor monétaire pour inciter les transactions interbanques.

Priorité 4 : Promouvoir la concurrence bancaire: Mesures : réduire les barrières à l'entrée pour les nouveaux acteurs bancaires, encadrer les marges bancaires, favoriser l'émergence de banques numériques et fintech. Une concurrence accrue devrait réduire les marges et améliorer la transmission du taux directeur.

Priorité 5 : Coordonner les politiques budgétaires: Mesures : établir une synergie budgétaire-monnaire afin que la politique budgétaire ne contrebalance pas les chocs monétaires. Les critères de convergence de l'UEMOA doivent être strictement appliqués pour assurer cette coordination.

Ces limitations ouvrent des pistes de recherche future. Il serait fructueux d'étendre l'analyse après intégration des données post-COVID-19, de développer des bases de données harmonisées de crédit bancaire par pays et secteur d'activité, et de conduire des études qualitatives auprès des banques centrales et acteurs bancaires pour comprendre les mécanismes précis de transmission. Une analyse par pays (étude de cas) des facteurs qui expliquent les variations d'efficacité entre membres de l'UEMOA enrichirait également notre compréhension de cette problématique régionale.

En somme, cette recherche contribue à clarifier un enjeu critique pour la stabilité macroéconomique de l'Afrique de l'Ouest : l'efficacité de la politique monétaire dans un contexte d'union monétaire hétérogène. Elle offre à la BCEAO, aux gouvernements membres et aux chercheurs des éléments de diagnostic détaillés sur lequel asseoir les réformes nécessaires pour pérenniser la viabilité de l'UEMOA.

1. Annexe

Tableau 1 : Teste de stationnarité
. xtunitroot llc gap

Levin-Lin-Chu unit-root test for gap

Ho: Panels contain unit roots **Number of panels = 8**
Ha: Panels are stationary **Number of periods = 297**

AR parameter: Common Asymptotics: N/T -> 0
Panel means: Included
Time trend: Not included

ADF regressions: 1 lag
LR variance: Bartlett kernel, 21.00 lags average (chosen by LLC)

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-16.2955	
Adjusted t*	-8.6165	0.0000

. xtunitroot llc t4m

Levin-Lin-Chu unit-root test for t4m

Ho: Panels contain unit roots **Number of panels = 8**
Ha: Panels are stationary **Number of periods = 273**

AR parameter: Common Asymptotics: N/T -> 0
Panel means: Included
Time trend: Not included

ADF regressions: 1 lag
LR variance: Bartlett kernel, 21.00 lags average (chosen by LLC)

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-7.7038	
Adjusted t*	-6.1989	0.0000

. xtunitroot llc ipc

Levin-Lin-Chu unit-root test for ipc

Ho: Panels contain unit roots **Number of panels = 8**
Ha: Panels are stationary **Number of periods = 297**

AR parameter: Common Asymptotics: N/T -> 0

Panel means: Included
 Time trend: Not included

ADF regressions: 1 lag
 LR variance: Bartlett kernel, 21.00 lags average (chosen by LLC)

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-4.2208	
Adjusted t*	-0.4953	0.3102

. gen dipc=d.ipc
 (8 missing values generated)

. xtunitroot llc dipc

Levin-Lin-Chu unit-root test for dipc

Ho: Panels contain unit roots **Number of panels = 8**
 Ha: Panels are stationary **Number of periods = 296**

AR parameter: Common Asymptotics: N/T -> 0
 Panel means: Included
 Time trend: Not included

ADF regressions: 1 lag
 LR variance: Bartlett kernel, 21.00 lags average (chosen by LLC)

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-33.9696	
Adjusted t*	-33.3974	0.0000

Tableau 2 : Panel Vector Autoregression

. pvar t4m ipc ga

GMM Estimation

Final GMM Criterion Q(b) = 5.94e-32

Initial weight matrix: Identity

GMM weight matrix: Robust

No. of obs = 2128
No. of panels = 8
Ave. no. of T = 266.000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
--	-------	-----------	---	------	----------------------

-----+-----						
t4m						
t4m						
L1.		.9685118	.0341405	28.37	0.000	.9015976 1.035426
ipc						
L1.		-.0009276	.001986	-0.47	0.640	-.0048201 .0029649
gap						
L1.		.0007826	.0016828	0.47	0.642	-.0025158 .0040809
-----+-----						
ipc						
t4m						
L1.		-.7394809	.5453579	-1.36	0.175	-1.808363 .3294009
ipc						
L1.		.9523227	.0355449	26.79	0.000	.882656 1.021989
gap						
L1.		-.0441744	.0223929	-1.97	0.049	-.0880637 -.0002852
-----+-----						
gap						
t4m						
L1.		.4097922	.0760959	5.39	0.000	.260647 .5589374
ipc						
L1.		.0209179	.0054439	3.84	0.000	.0102481 .0315877
gap						
L1.		.9661402	.0070203	137.62	0.000	.9523807 .9798997
-----+-----						

Instruments : l(1/1).(t4m ipc gap)

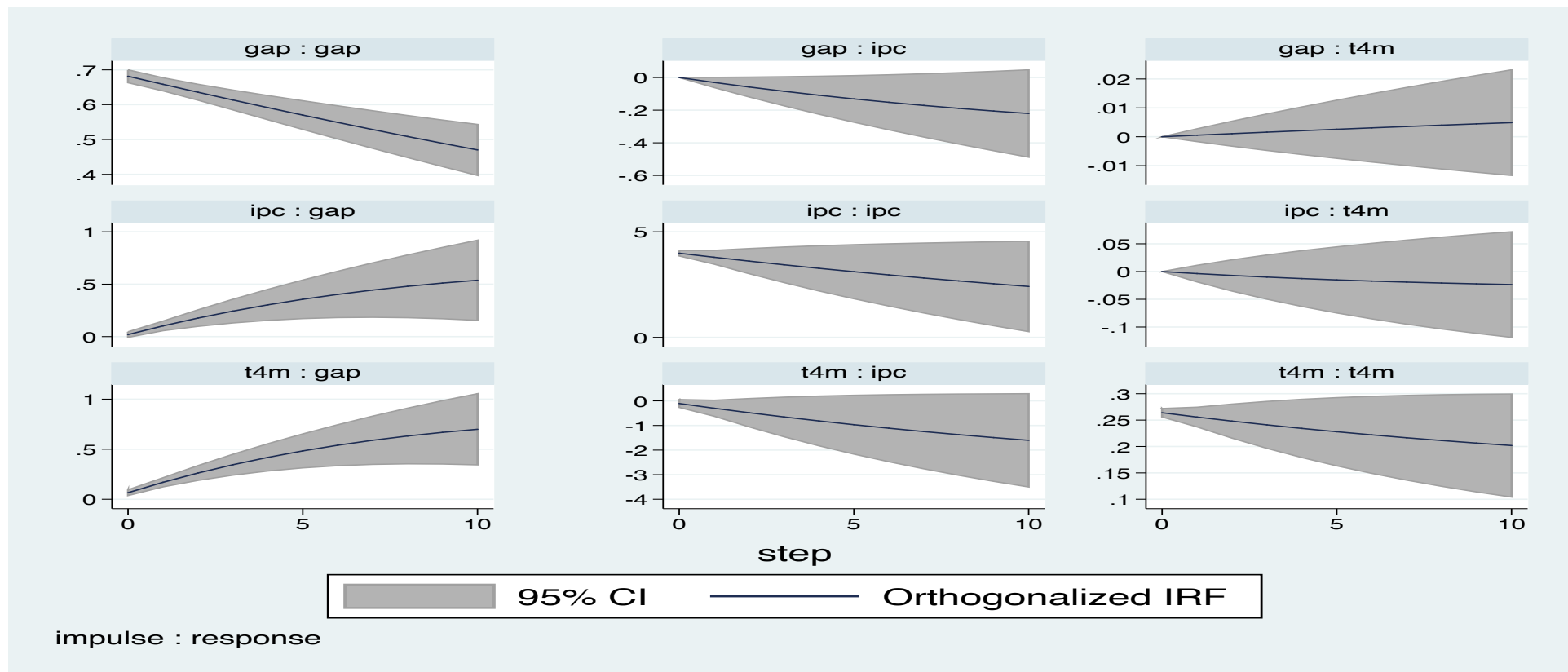
Bibliographie

1. **Adenikinju, A. F., Owolabi, O. A., & Olaniyan, O. (2014).** Monetary Policy Transmission in West African Monetary Union: The Role of Structural Factors. Central Bank of West African States (BCEAO) Working Paper.
2. **Adler, P. S., & Kwon, S. W. (2002).** Social Capital: Prospects for a New Concept. *Academy of Management Review*, 27(1), 17-40.
3. **Akoboua, E. (2015).** Financial Inclusion and the Effectiveness of Monetary Policy in Sub-Saharan Africa. *African Development Review*, 27(3), 245-258.
4. **Arellano, M., & Bond, S. (1991).** Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
5. **Auer, R. A., Gagnon, J. E., & Mardes, C. (2008).** International Monetary Transmission to the Euro Area: Evidence from Identified VARs. *Journal of International Money and Finance*, 27(7), 1113-1137.
6. **Ayadi, F. (2019).** Central Bank Independence and Monetary Policy Transmission in Sub-Saharan Africa. *Applied Economics*, 51(32), 3456-3475.
7. **Banco Central de West African States (BCEAO). (2020).** Statistical Database. Retrieved from www.bceao.int
8. **Beetsma, R., & Giuliodori, M. (2011).** The Effects of Government Purchases Shocks: Review and Estimates for the EU. *Economic Journal*, 121(550), 4-32.
9. **Bernanke, B. S., & Blinder, A. S. (1988).** Credit, Money, and Aggregate Demand. *American Economic Review*, 78(2), 435-439.
10. **Bhattarai, K., Duffy, D., & Tuleao, A. (2009).** Fiscal Expansions and Monetary Transmission in the European Union. *Journal of Common Market Studies*, 47(5), 1009-1032.
11. **Blundell, R., & Bond, S. (1998).** Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
12. **Blanchard, O., Leigh, D., & Pescatori, A. (2010).** The Great Recession: Lessons for Macroeconomic Policy. IMF Research Department.
13. **Canova, F., & Ciccarelli, M. (2013).** Panel Vector Autoregressive Models: A Survey. ECB Working Paper No. 1507.
14. **Canova, F., & Pina, J. (2005).** What VAR Tell Us about Macroeconomic Interdependencies. *Journal of International Economics*, 67(2), 426-451.

15. Carstensen, K., Mandler, M., & Neukirchen, M. (2009). Monetary Policy Transmission and Regional Heterogeneity in Euro Area Mortgage Markets. *Journal of Banking & Finance*, 33(11), 2036-2047.
16. Chari, V. V., Kehoe, P. J., & McGrattan, E. R. (2008). Are Structural VARs with Long-Run Restrictions Useful in Developing Business Cycle Theory? *Journal of Monetary Economics*, 55(8), 1337-1352.
17. Cooley, T. F., & Dwyer, M. (1998). Business Cycle Analysis without Much Theory. *Journal of Monetary Economics*, 41(3), 475-512.
18. De Grauwe, P. (2009). *The Economics of Monetary Union*. Oxford University Press.
19. Dutt, A. K., Ghosh, J., & Chakraborty, R. (2003). Exchange Rate, Monetary Policy and Inflation in Developing Countries. In A. K. Dutt & J. Ros (Eds.), *Development Economics and Structuralist Macroeconomics*. Edward Elgar.
20. Fonds Monétaire International (FMI). (2020). *International Financial Statistics Database*. Retrieved from www.imf.org/ifs
21. Gouveia, S., & Correia, L. (2008). Does the Interest Rate Channel Really Work? Evidence for the Euro Area Banks. *Economics Letters*, 100(1), 75-79.
22. Gourinchas, P. O., & Obstfeld, M. (1996). *The Macroeconomics of Monetary Union: An Analysis of the CFA Franc Zone*. NBER Working Paper No. 5428.
23. Gbadamosi, A., Odubuasi, A., & Adelaye, J. (2010). Monetary Policy Shocks and the Oil Economy: The Case of Nigeria. *Journal of African Development Review*, 22(4), 589-607.
24. HoltzEakin, D., Newey, W., & Rosen, H. S. (1988). Estimating Vector Autoregressions with Panel Data. *Econometric Reviews*, 7(2), 175-204.
25. Hurlin, C., & Mignon, V. (2005). *Second Generation Panel Unit Root Tests*. Discussion Paper, University of Orléans.
26. Kaneko, S., Hauck, A., & Kraines, S. (2008). Energy Demand Characteristics in the Chinese Urban Economy: A Panel Data Analysis. *Energy Policy*, 36(3), 1099-1110.
27. Lane, P. R., & Benetrix, A. S. (2010). Financial Exchange Rates and International Currency Exposures. *American Economic Review*, 100(2), 518-522.
28. Miller, S. M., Ramcharan, R., & Tapsoba, R. (2011). *Fiscal Policy and Financial Development*. IMF Working Paper No. WP/11/159.
29. Müller, G. J. (2013). Measuring Monetary Policy Spillovers between Large and Small Neighbouring Economies. *Journal of Macroeconomics*, 34(3), 580-593.

30. **Mundell, R. A. (1961).** A Theory of Optimum Currency Areas. *American Economic Review*, 51(4), 657-665.
31. **Obstfeld, M., & Rogoff, K. (1995).** The Mirage of Fixed Exchange Rates. *Journal of Economic Literature*, 33(4), 1921-1930.
32. **Pesaran, M. H., & Smith, R. (1995).** Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, 68(1), 79-113.
33. **Raschke, R. L., Krishnan, R., & Goles, T. (2015).** Understanding Health Information Technology Assimilation: A Decomposition Analysis. *Journal of Medical Internet Research*, 17(4), e98.
34. **Romer, D. (1996).** *Advanced Macroeconomics*. McGraw-Hill.
35. **Sims, C. A. (1980).** *Macroeconomics and Reality*. *Econometrica*, 48(1), 1-48.
36. **Sow, A. (2014).** Excess Liquidity, Monetary Policy Transmission and Financial Deepening: The Case of Sub-Saharan Africa. IMF Working Paper No. WP/14/72.
37. **Ueda, K., Kannan, P., & Ramaswamy, S. (2014).** Global Financial Crisis, Competitiveness and Export Growth in Emerging Markets. *Journal of International Money and Finance*, 43, 209-225.

Graphique 1 : Simulations du modèle VAR en panel



Source : auteur