

# Effet des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur l'emploi dans la zone UEMOA : le rôle du taux d'intérêt débiteur

---

Amadou BANIA<sup>1\*</sup>, Fousséni RAMDE<sup>1</sup>,  
Patrice Rélouendé ZIDOUEMBA<sup>1</sup>

## Résumé

Cette recherche analyse l'effet des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur le niveau d'emploi au sein de l'UEMOA, en mettant l'accent sur le canal du taux d'intérêt débiteur. Sur un panel des huit pays membres couvrant la période 2001–2023, nous estimons un modèle ARDL par la méthode du Pooled Mean Group, au moyen d'un algorithme à départs multiples garantissant l'atteinte du maximum global de la vraisemblance. Trois résultats se dégagent. À long terme, l'emploi est d'abord tiré par l'investissement. L'association positive entre le taux débiteur et l'emploi est de nature cyclique : la causalité de Granger va de l'emploi vers le taux débiteur et le signe s'inverse avant la COVID-19. Surtout, l'interaction entre le taux du marché monétaire et le taux débiteur est négative et significative : une hausse de 100 points de base du taux du marché monétaire est associée, à long terme, à une baisse de 0,4 à 0,5 point du taux d'emploi, d'autant plus forte que le taux débiteur du pays est élevé. Ce canal, stable dans le temps mais porté par les pays où la correction d'erreur est la plus forte, atteste d'une transmission monétaire réelle quoique hétérogène et invite la BCEAO à accorder une attention particulière au marché monétaire, tout en poursuivant l'approfondissement du marché du crédit.

**Mots-clés :** politique monétaire, taux directeur, taux débiteur des banques, taux d'emploi, ARDL, PMG.

**JEL classification :** E52 ; E42 ; G21 ; J23

## Effect of BCEAO key interest rates on employment in the WAEMU region: the role of the borrowing interest rate

### Abstract

This study analyzes the effect of the BCEAO's policy interest rates on employment in WAEMU, focusing on the bank lending rate channel. Using a panel of the eight

---

<sup>1</sup> Unité de Formation et de Recherche en Sciences Politique, Juridique, Economique et de Gestion (UFR/SJPEG), Département d'économie, Université Nazi Boni, Bobo-Dioulasso, Burkina Faso

\*Auteur correspondant : Amadou BANIA, Tel : (+226) 66848360, Email : [baniahamadou20@gmail.com](mailto:baniahamadou20@gmail.com), ORCID : <https://orcid.org/0009-0007-3162-646X>

DOI : <https://doi.org/10.64707/revstlsh.v42i1.2119>

member countries over 2001–2023, we estimate a panel ARDL model by the Pooled Mean Group method with a multi-start algorithm that ensures the global maximum of the likelihood is reached. Three results emerge. In the long run, employment is primarily driven by investment. The positive association between the lending rate and employment is cyclical: Granger causality runs from employment to the lending rate, and the sign reverses before COVID-19. Above all, the interaction between the money market rate and the lending rate is negative and significant: a 100-basis-point increase in the money market rate is associated, in the long run, with a 0.4 to 0.5 point decline in the employment rate, the more so the higher the country's lending rate. This channel, stable over time but driven by the countries with the strongest error correction, points to a real though heterogeneous monetary transmission and calls on the BCEAO to pay particular attention to the money market while deepening credit markets.

**Keywords:** Monetary policy, key interest rate, banks' lending rate, employment rate, ARDL, PMG.

**Codes JEL :** E52 ; E42 ; G21 ; J23

## Introduction

L'Organisation des Nations Unies fait de l'emploi décent un objectif du développement durable. Selon l'OIT (2024), 42 % des personnes en âge de travailler n'ont pas d'emploi dans le monde ; dans l'UEMOA, cette proportion atteint 34,6 % en moyenne, avec de fortes disparités : le Sénégal (49,6 %), le Togo (43,2 %), la Guinée-Bissau (37,0 %) et le Mali (34,8 %) se situent au-dessus de la moyenne, contre la Côte d'Ivoire (34,4 %), le Burkina Faso (32,3 %), le Bénin (25,0 %) et le Niger (20,7 %) en dessous.

Sur le plan théorique, le sous-emploi est expliqué diversement : les approches classiques et néoclassiques l'attribuent aux rigidités empêchant l'ajustement des salaires réels (Pigou, 1933 ; Friedman, 1968), tandis que les théories keynésiennes l'imputent à l'insuffisance de la demande globale et préconisent des politiques de relance (Keynes, 1936 ; Mankiw, 1985). Empiriquement, les conclusions divergent entre une causalité de la politique monétaire vers l'emploi (Bernanke et Blinder, 1992 ; Ly, 2020) et une causalité inverse (Cover, 1992 ; Blanchard et Katz, 1997).

La politique monétaire désigne l'ensemble des actions par lesquelles la banque centrale régule la quantité de monnaie et le coût du crédit afin d'assurer la stabilité des prix, de soutenir la croissance et de favoriser l'emploi (BCEAO, 1996 ; FMI, 2013). Elle agit par plusieurs canaux (taux d'intérêt, crédit bancaire, prix des actifs et taux de change), dont

l'identification permet d'apprécier les effets des décisions monétaires sur l'activité (Mishkin, 1996 ; Mishra et al., 2016).

Dans l'UEMOA, les travaux de Diagne et Doucouré (2000), Nubukpo (2002), Ouédraogo (2011), Tadenyo (2015) et Gbénou (2021) montrent que la politique monétaire de la Banque centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) se transmet principalement par les canaux du taux d'intérêt, du taux de change et du crédit bancaire. Ces canaux agissent notamment sur le coût et la disponibilité du financement, ainsi que sur la compétitivité des économies de l'Union. Leurs effets sur l'investissement et l'activité économique sont donc susceptibles de modifier la demande de travail des entreprises. Toutefois, ces travaux se concentrent essentiellement sur les déterminants de la transmission monétaire, sans analyser en profondeur son effet sur l'emploi.

La présente recherche porte spécifiquement sur le canal du taux d'intérêt, par lequel la politique monétaire agit sur le volume de crédit accordé aux entreprises. En théorie, une baisse du taux directeur réduit le coût du refinancement bancaire, abaisse les taux débiteurs, stimule l'investissement et la création d'emplois ; l'efficacité de ce mécanisme dépend toutefois du comportement des banques commerciales, qui ajustent leurs taux et deviennent plus prudentes en période de hausse (Kashyap et al., 1993 ; Stiglitz et Weiss, 1981).

Il convient toutefois de distinguer, parmi les taux mobilisés, le taux minimum de soumission (TMS), seul véritable taux directeur fixé par la BCEAO, des taux du marché monétaire (TMM) et interbancaire (TMIB), qui sont des taux de marché résultant de la confrontation de l'offre et de la demande de liquidités. Ces derniers ne constituent pas des instruments de décision de la Banque centrale, mais des canaux par lesquels ses orientations se transmettent au coût du crédit bancaire.

Dans l'UEMOA, la faible concurrence bancaire (Guezo, 2014 ; Sanon et Thiombiano, 2021) et l'asymétrie d'information freinent la répercussion des baisses de taux directeurs sur les taux d'emprunt et favorisent le rationnement du crédit (Trinnou et Igué, 2015). La surliquidité chronique du système bancaire (Doumbia, 2011 ; Tall et Niang, 2023) réduit en outre la dépendance des banques au refinancement de la BCEAO et leur sensibilité aux taux directeurs (Nubukpo, 2007). Le taux directeur demeure néanmoins l'instrument par lequel la Banque centrale oriente les conditions de financement, son efficacité dépendant de l'ampleur et de la rapidité de sa répercussion sur les taux débiteurs.

Ainsi, la transmission des taux directeurs aux taux débiteurs influence le coût du crédit, les décisions d'investissement des entreprises et, in fine, leur demande de travail. L'hétérogénéité des systèmes bancaires et des marchés du travail peut engendrer des effets différenciés selon les pays. Cet article pose donc la question suivante : quel est l'effet de l'interaction entre les taux directeurs de la BCEAO et le taux débiteur des banques sur le niveau d'emploi ?

L'objectif de ce papier est d'évaluer l'effet de l'interaction entre les taux directeurs et les taux débiteurs sur l'emploi à long terme, en mettant en évidence le rôle des taux directeurs de la BCEAO dans le processus de création d'emplois au sein de l'UEMOA. L'intérêt de cette recherche réside dans l'analyse conjointe des effets des taux directeurs et des taux débiteurs sur l'emploi, en mobilisant la méthode ARDL, qui permet de distinguer les dynamiques de court et de long terme.

Contrairement à la majorité des études antérieures reposant sur le GMM ou le VAR, cette approche offre une meilleure compréhension du mécanisme de transmission monétaire dans le contexte spécifique de l'UEMOA (Ouedraogo et Sawadogo, 2021 ; Diouf et Samaké, 2020 ; N'guessan, 2018). Le reste du travail est structuré comme suit : la première section présente la revue de la littérature théorique et empirique, la seconde décrit la méthodologie, et la troisième expose et discute les résultats avant de conclure avec les implications.

## **1. Revue théorique et empirique de la littérature**

### **1.1. Revue de la littérature théorique**

La relation entre le taux directeur et l'emploi est ancienne et débattue. Dans la tradition néoclassique et monétariste, le chômage résulte des rigidités du marché du travail et l'économie converge vers un taux de chômage naturel, de sorte qu'une politique monétaire expansionniste ne peut accroître durablement l'emploi sans tensions inflationnistes (Pigou, 1933 ; Phelps, 1967 ; Friedman, 1968 ; Lucas, 1972). Cette vision est contestée par Keynes (1936), pour qui la baisse du taux directeur stimule la consommation, l'investissement et l'emploi ; les nouveaux keynésiens montrent que les rigidités nominales permettent effectivement à la politique monétaire d'agir sur l'activité réelle à court terme, même si cet effet s'atténue à long terme (Fischer, 1980 ; Mankiw, 1990).

La politique monétaire influence l'activité par plusieurs canaux de transmission (Mishkin, 1996 ; Cecchetti, 1995 ; Meltzer, 1995 ; Lonzo, 2014). Le canal du taux d'intérêt agit sur les taux débiteurs supportés par les ménages et les entreprises et, via l'investissement, sur l'emploi (Clarida et al., 1999). Le canal du crédit met l'accent sur la disponibilité du financement et les conditions d'octroi des prêts, en particulier pour les PME (Bernanke et Blinder, 1992 ; Uluc et al., 2013 ; Bikai et Kenkouo, 2019). S'y ajoutent le canal du taux de change, qui agit sur la compétitivité et les exportations nettes, le canal des prix d'actifs (Tobin, 1969) et le canal des anticipations, tributaire de la crédibilité de la banque centrale (Muth, 1961 ; Barro et Gordon, 1983). L'effet final sur l'emploi résulte de l'interaction de ces canaux, sa portée dépendant aussi de la coordination avec les autres politiques macroéconomiques (Woodford, 2003).

## **1.2. Revue de littérature empirique**

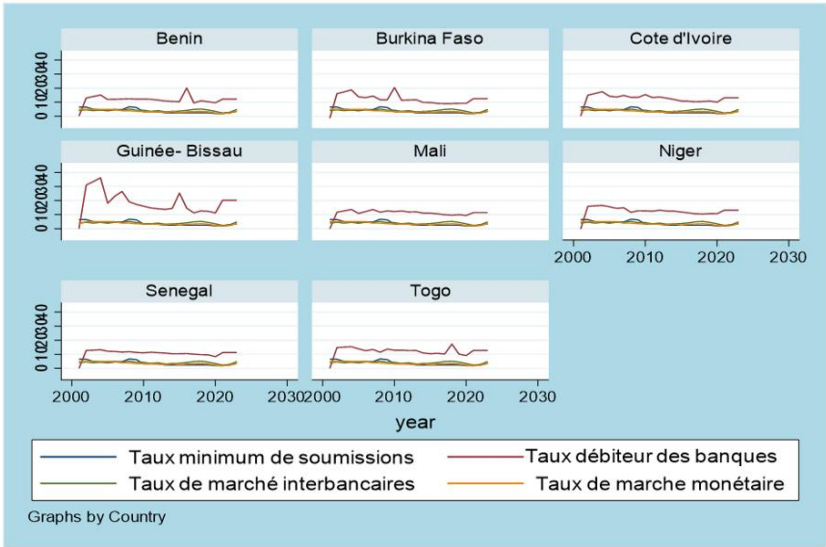
Les résultats empiriques restent controversés. Pour le Canada et les États-Unis, plusieurs travaux concluent que les politiques restrictives réduisent la production et l'emploi plus fortement que les politiques expansionnistes ne les stimulent (Cover, 1992 ; Garibaldi, 1997 ; Georgopoulos, 2009). À l'aide d'un VAR structurel, Garcia et Schaller (2002) montrent que les variations du taux des fonds fédéraux affectent la croissance en expansion comme en récession, avec un effet deux à trois fois plus fort en récession, tandis que Ravn et Sola (2004), par un MS-VAR, ne trouvent d'effet significatif que pour les chocs monétaires négatifs de faible ampleur.

Dans le contexte africain, Mba et al. (2014), par un panel dynamique estimé en GMM, concluent que la politique monétaire de la CEMAC agit davantage sur l'activité et l'inflation externe que sur l'inflation domestique ; d'autres travaux soulignent la faible efficacité de la politique monétaire dans cette zone, du fait de la parité fixe et de la centralisation des réserves (Ehrhart et al., 2012). Dans l'UEMOA, Sanon (2023) ne trouve pas d'effet significatif de la politique monétaire sur le crédit, tandis que Kanga (2014) et Nubukpo (2007) montrent qu'une baisse du taux directeur stimule l'offre de crédit et qu'une hausse la freine (N'guessan, 2018). Au-delà de l'Union, l'efficacité de la transmission dépend du degré de bancarisation et du niveau des taux d'intérêt (Hatmanu et al., 2020). Sur la transmission des taux, Diop (1998) montre que le taux du marché monétaire influence significativement les taux débiteurs, et Eghuna et al. (2020) confirment

l'action de la politique monétaire par le canal du crédit ; Sanon et Thiombiano (2021) observent toutefois une rigidité des taux bancaires face aux variations des taux directeurs. Sur l'emploi, Assemien et al. (2019), par un DSGE et un VAR structurel en panel, montrent qu'un choc monétaire expansionniste accroît le taux d'emploi, résultat confirmé par Ly (2020). Enfin, Aguey et al. (2021) montrent que la baisse post-COVID du taux directeur a soutenu l'emploi formel mais réduit l'emploi informel au Togo, l'efficacité de la politique monétaire dépendant du taux de bancarisation et de la taille du secteur informel (Tadenyo, 2015).

### 1.3. L'évolution du taux d'intérêt directeur de la BCEAO

La Figure 1 retrace l'évolution des taux directeurs de la BCEAO. La Banque centrale conduit sa politique monétaire par deux taux directeurs : le taux minimum de soumission et le taux du guichet de prêt marginal. Après un pic en 2008, l'orientation est devenue accommodante jusqu'au plus bas historique de 2 % du taux minimum de soumission en juin 2021, avant un relèvement à 3,5 % en décembre 2023 marquant une inflexion restrictive.



**Figure 1:** Évolution des taux directeurs de la BCEAO.

Source : auteurs à partir des données de la BCEAO

### 1.4. Faits stylisés de la dynamique de l'emploi dans l'UEMOA

La figure A6 (Cf, annexe) montre l'évolution du ratio emploi/population totale âgée de 15 ans et plus. Le marché du travail dans les principales agglomérations des pays membres de l'Union

économique et monétaire Ouest-Africaine (UEMOA) se caractérise par des déséquilibres structurels persistants. Selon Brilleau et al. (2004), un des traits marquants de ce marché est le taux élevé d'inactivité. Ce phénomène touche aussi bien les hommes que les femmes, mais il est plus prononcé chez les jeunes, population la plus vulnérable face aux difficultés d'insertion professionnelle.

Le secteur informel demeure le principal pourvoyeur d'emplois (environ 76 % des emplois urbains), souvent peu productifs et sans protection sociale, tandis que le sous-emploi touche près des deux tiers de la population active. Selon la BCEAO (2025), le taux de chômage s'établissait à 11,6 % fin 2024, mais celui des jeunes dépasse 20 % dans plusieurs pays, ce qui appelle une meilleure coordination des politiques de formation, d'emploi et de développement (Mariko, 2024).

## 2. Méthodologie d'analyse

### 2.1. Spécification des modèles économétriques

En se référant à la littérature récente, cette recherche s'appuie sur les travaux d'Ouguehi et Sebagui (2024), d'Ouguehi et de Bamba (2025), ainsi que de Bassite et d'El Khattab (2025) pour analyser l'effet des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur le niveau d'emploi dans l'UEMOA, à travers le canal du taux d'intérêt débiteur. Le modèle retenu repose sur l'hypothèse selon laquelle les valeurs passées de l'emploi influencent significativement ses valeurs actuelles. La forme générale du modèle de régression en panel dynamique s'écrit comme suit :

$$y_{i,t} = f(y_{i,t-1}, X_{i,t}) \quad (1)$$

Où  $y_{i,t}$  représente la variable dépendante,  $y_{i,t-1}$  sa valeur retardée,  $X_{i,t}$  le vecteur des variables explicatives. Ainsi, pour examiner la relation indirecte entre les taux d'intérêt directeurs et l'emploi, via le canal des taux débiteurs, nous introduisons un terme d'interaction entre les taux directeurs (TID) et le taux débiteur (TDB). Ce terme vise à mesurer comment la réaction du marché du crédit influence la transmission de la politique monétaire à l'emploi. L'approche s'inspire des travaux de HOUNGBEDJI (2018), SAIDJADA et JAHAN (2018), ainsi que HOUNGBEDJI et BASSONGUI (2021). Le modèle élargi s'écrit :

$$EMP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 EMP_{i,t-1} + \beta_2 TDB_{itj} + \beta_3 TID_{itj} + \beta_4 INTER_{itj} + \sum_{j=1}^k \theta_j X_{itj} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Avec  $X_{itj}$  le vecteur des variables de contrôle. Cette formulation permet d'évaluer comment les taux directeurs affectent l'emploi en fonction du comportement du secteur bancaire. L'effet marginal des taux directeurs sur l'emploi s'exprime comme suit :

$$\frac{\partial EMP}{\partial TID} = \beta_2 + \beta_4 TDB$$

Cet effet marginal dépend du niveau du taux débiteur : selon les signes des coefficients, la variation des taux directeurs peut exercer sur l'emploi un effet amplifié, atténué ou inversé par le taux débiteur. À partir de l'équation (2), le modèle empirique est formulé sous la forme d'un modèle à retards échelonnés autorégressif (ARDL) afin de capturer à la fois les effets de court terme et de long terme. L'équation s'écrit comme suit :

$$\Delta EMP_{it} = \phi_i (EMP_{i,t-1} - \beta_1 TDB_{i,t-1} - \beta_2 TID_{i,t-1} - \beta_3 INTER_{i,t-1} - \gamma W_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^k \delta_{ij} \Delta EMP_{i,t-j} + \sum_{j=1}^k \alpha_{1ij} \Delta TDB_{i,t-j} + \sum_{j=1}^k \alpha_{2ij} \Delta TID_{i,t-j} + \sum_{j=1}^k \alpha_{3ij} \Delta INTER_{i,t-j} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta W_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Où  $W_{it}$ : vecteur des variables de contrôle ;  $\Delta$ : opérateur de différence première ;  $\phi_i$ : coefficient d'ajustement à l'équilibre de long terme (ou vitesse de correction d'erreur), spécifique à chaque pays  $i$  ;  $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ : coefficients des relations de long terme ;  $\gamma$ : coefficient associé au vecteur des variables de contrôle ;  $\delta_{ij}, \alpha_{1ij}, \alpha_{2ij}, \alpha_{3ij}, \theta_j$ : coefficients des relations de court terme, propres à chaque pays  $i$  et à chaque décalage temporel  $j$  ;  $\varepsilon_{it}$ : terme d'erreur aléatoire. Le coefficient  $\phi_i$  mesure la vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme. Si  $\phi_i = 0$ , il n'existe aucune relation de long terme entre les variables. Pour qu'une relation de long terme soit valide,  $\phi_i$  doit être significatif, négatif et avoir une valeur absolue inférieure à 1, sans quoi le modèle est mal spécifié. Une vitesse d'ajustement nulle indique également l'absence de relation de long terme, conformément aux travaux de Pesaran et al. (1999).

## 2.2. Choix de la méthode d'estimation

Les estimateurs de panel se distinguent par le degré d'homogénéité imposé aux coefficients : les effets fixes, aléatoires, le GMM et le DFE supposent des pentes communes, le Mean Group (MG) autorise une hétérogénéité complète, et le Pooled Mean Group (PMG) combine des coefficients de long terme communs et des dynamiques de court terme hétérogènes (Pesaran et Smith, 1995 ; Eberhardt et Teal, 2011). L'imposition erronée de coefficients homogènes produit des estimations inconsistantes.

Lorsque  $T > N$ , le modèle ARDL est mieux adapté à l'analyse dynamique de court terme et de long terme (Demetriades et Law, 2006). Le MG estime chaque pays séparément avant de calculer la moyenne non pondérée des coefficients individuels ; il exige une dimension temporelle élevée pour être cohérent (Pesaran et Smith, 1995 ; Coakley et al., 2006), mais devient moins efficace en cas d'homogénéité (Blackburne et Frank, 2007). Le PMG impose des coefficients de long terme communs tout en autorisant des dynamiques de court terme propres à chaque pays (Pesaran, Shin et Smith, 1999). Le DFE impose des coefficients et une vitesse d'ajustement identiques, mais conserve des constantes individuelles. L'hétérogénéité des pays de l'UEMOA justifie le recours aux estimateurs MG ou PMG, dont l'arbitrage est discuté en section III, le test de Hausman étant peu informatif à faible dimension individuelle.

Le choix du vecteur de long terme repose sur deux considérations. D'une part, l'approche ARDL admet des régresseurs  $I(0)$  comme  $I(1)$  dans la relation de niveau (Pesaran et al., 1999) : le taux débiteur et son interaction avec le taux du marché monétaire, stationnaires, y entrent donc légitimement. D'autre part, la dimension du panel ( $N = 8$ ,  $T = 23$ ) impose la parcimonie : un vecteur de long terme surdimensionné rend la vraisemblance du PMG plate et multimodale, et la relation de long terme non identifiée. Deux spécifications parcimonieuses sont retenues : un modèle structurel (taux débiteur, investissement, taux de change) et un modèle de transmission qui y ajoute l'interaction entre le taux du marché monétaire et le taux débiteur.

L'estimateur principal est le Pooled Mean Group (Pesaran et al., 1999), adapté à une union monétaire où une relation de long terme commune peut être postulée tout en autorisant des dynamiques de court terme propres à chaque pays ; les estimateurs Mean Group et Dynamic Fixed Effects sont reportés en comparaison, le GMM étant inadapté à une

configuration où  $T$  excède  $N$ . Le PMG est estimé par l'algorithme de back-substitution de Pesaran et al. (1999) initialisé en quatorze points de départ, la solution retenue étant celle de plus haute vraisemblance : sur ces données, une initialisation unique conduit à un optimum local inférieur de huit à dix points de log-vraisemblance. Les écarts-types de long terme sont obtenus par hessien numérique de la vraisemblance concentrée.

La démarche empirique suit l'arbre de décision des panels macroéconomiques : examen de la multicollinéarité, test d'homogénéité de Swamy, tests de dépendance transversale de Breusch-Pagan et de Pesaran, tests de racine unitaire de première (Fisher-ADF) et de seconde (CIPS) génération, tests de cointégration de Pedroni et de Westerlund, test de causalité de Dumitrescu et Hurlin (2012), puis estimation PMG avec triangulation par le Mean Group et le Dynamic Fixed Effects et vérification DOLS. La robustesse est évaluée par exclusion successive des pays, winsorisation, sensibilité à la période et filtrage de la dépendance transversale.

### **2.3. Source des données**

Cette étude repose sur une approche quantitative fondée sur des données secondaires couvrant les huit pays membres de l'UEMOA sur la période 2001–2023, choisie en raison de la disponibilité des séries relatives à notre principale variable d'intérêt, le taux minimum de soumission (Ly, 2020 ; Koné, 2021).

Les sources mobilisées sont la base World Development Indicators (WDI) de la Banque mondiale et la base EDENPUB de la BCEAO ; les publications de la BCEAO ne rendant certaines séries accessibles qu'à partir de 2002, l'année initiale a été complétée et vérifiée à partir des rapports annuels de l'institution.

La construction du panel repose sur un appariement des sources sur la clé pays (code ISO3)  $\times$  année, associant les séries d'emploi issues de la base World Development Indicators et les séries de taux issues des publications de la BCEAO.

Les valeurs manquantes ont été traitées par la moyenne propre à chaque pays, et chaque série a fait l'objet d'un contrôle de cohérence observation par observation avant estimation.

**Tableau I :** Statistiques descriptives des variables

| Variable         |       | Obs. | Moyenne | Écart-type | Minimum | Maximum |
|------------------|-------|------|---------|------------|---------|---------|
| EMP<br>d’emploi) | (taux | 184  | 65,099  | 9,533      | 42,412  | 79,609  |
| TMS              |       | 184  | 3,783   | 1,535      | 2,000   | 6,750   |
| TMM              |       | 184  | 3,616   | 0,929      | 2,000   | 4,950   |
| TMIB             |       | 184  | 4,082   | 0,713      | 2,360   | 5,200   |
| TDB              |       | 184  | 13,295  | 4,336      | 8,300   | 39,100  |
| INF              |       | 184  | 2,351   | 2,839      | −3,503  | 14,290  |
| FBCF             |       | 184  | 20,579  | 5,069      | 12,844  | 40,073  |
| CDSP             |       | 184  | 15,748  | 7,613      | 0,383   | 32,182  |
| TCPIB            |       | 184  | 4,477   | 2,832      | −5,370  | 15,376  |
| TCO              |       | 184  | 552,533 | 69,630     | 446,000 | 732,398 |
| SPAV             |       | 184  | −0,642  | 0,714      | −2,729  | 0,822   |
| COC              |       | 184  | −0,656  | 0,394      | −1,596  | 0,248   |

Source : Les auteurs à partir des données de la BCEAO et de WDI

Le Tableau I présente la moyenne, l’écart-type ainsi que les valeurs minimales et maximales des variables utilisées. Le taux d’emploi des personnes âgées de 15 ans ou plus s’élève en moyenne à 65,10 %, avec un écart-type de 9,53 et un maximum de 79,61 %, traduisant d’importantes disparités entre les pays de l’UEMOA. Les moyennes du TMS, du TDB, du TMM et du TMIB s’établissent respectivement à 3,78 %, 13,30 %, 3,62 % et 4,08 %, le taux débiteur présentant la plus forte dispersion. La matrice de corrélation (Tableau A1, en annexe) ne fait apparaître aucune corrélation supérieure au seuil critique de 0,8 entre variables explicatives. Le facteur d’inflation de la variance (Tableau A2, en annexe) confirme l’absence de multicolinéarité problématique, tous les VIF étant inférieurs à 5.

### 3. Analyse des résultats

#### 3.1. Tests préliminaires

Cette section présente les tests préliminaires justifiant le choix de l’estimateur. Le test de Swamy vérifie l’homogénéité des coefficients entre pays ( $H_0$  : homogénéité) : la probabilité étant inférieure à 5 %

(Tableau A3, annexe), l’hypothèse est rejetée, confirmant l’hétérogénéité. Le test de dépendance en coupe transversale ne rejette pas l’hypothèse nulle d’indépendance des unités (Tableau A3, annexe), ce qui autorise le recours à des tests de racine unitaire de première génération.

**Tableau II** : Tests de racine unitaire, Fisher-ADF (1re génération) et CIPS (2e génération)

| Variable  | Fisher-ADF<br>niveau | Fisher-ADF<br>$\Delta$ | CIPS niveau | Décision          |
|-----------|----------------------|------------------------|-------------|-------------------|
| EMP       | 0,818                | 0,000                  | 0,722       | I(1)              |
| FBCF      | 0,787                | 0,000                  | 0,783       | I(1)              |
| TCO (log) | 0,000                | 0,000                  | 0,499       | I(1) <sup>a</sup> |
| SPAV      | 0,774                | 0,000                  | 0,166       | I(1)              |
| COC       | 0,712                | 0,000                  | 0,373       | I(1)              |
| TDB       | 0,023                | —                      | 0,000       | I(0)              |
| TMM       | 0,334                | —                      | 0,002       | I(0) <sup>a</sup> |
| TMIB      | 0,000                | —                      | 0,000       | I(0)              |
| TMM×TDB   | 0,458                | —                      | 0,000       | I(0) <sup>a</sup> |
| INF       | 0,000                | —                      | 0,000       | I(0)              |
| CDSP      | 0,882                | —                      | 0,007       | I(0) <sup>a</sup> |
| TCPIB     | 0,000                | —                      | 0,003       | I(0)              |

Source : Auteurs à partir des données de la BCEAO et de WDI

Conformément à l’absence de dépendance transversale, le test de première génération Fisher-ADF est retenu, le CIPS de Pesaran (2007) est conservé en vérification (Tableau II). Les deux générations concordent sur les variables centrales : l’emploi, l’investissement, la stabilité politique et le contrôle de la corruption sont intégrés d’ordre un, tandis que le taux débiteur et les variables conjoncturelles sont stationnaires ; les rares divergences (TMM, interaction, taux de change, crédit au secteur privé) sont tranchées par le CIPS, robuste à une dépendance résiduelle non détectée. Aucune série n’est I(2) : la combinaison I(0)/I(1) autorise la modélisation ARDL. Le taux

minimum de soumission, série en paliers quasi déterministe, ne se prête pas à un test fiable et ses résultats sont interprétés avec cette réserve.

**Tableau III : Tests de diagnostic (cointégration et causalité)**

| Test / hypothèse                                               | Statistique | p-value |
|----------------------------------------------------------------|-------------|---------|
| <b>Cointégration — Pedroni (H0 : absence de cointégration)</b> |             |         |
| Modified Phillips-Perron t                                     | 2,903       | 0,002   |
| Phillips-Perron t                                              | −0,213      | 0,416   |
| Augmented Dickey-Fuller t                                      | −0,083      | 0,467   |
| <b>Cointégration — Westerlund (variance ratio)</b>             |             |         |
| Sans tendance                                                  | 0,590       | 0,278   |
| Avec tendance                                                  | 1,850       | 0,032   |
| <b>Causalité de Dumitrescu-Hurlin (Z-bar tilde)</b>            |             |         |
| TDB ne cause pas EMP                                           | −0,071      | 0,943   |
| EMP ne cause pas TDB                                           | 1,737       | 0,082   |

Source : Les auteurs à partir des données de la BCEAO et de WDI

L’existence d’une relation de long terme est vérifiée par les tests de cointégration de Pedroni et de Westerlund, adaptés aux panels. Les résultats du Tableau III sont nuancés : la cointégration n’est confirmée que par une partie des statistiques, signalant une relation de long terme présente mais fragile. Ce constat impose la parcimonie du vecteur de long terme et fait du terme de correction d’erreur — négatif et significatif dans les estimations retenues — le critère de validation de la relation de niveau, conformément à Pesaran et al. (1999).

### 3.2. Justification de la méthode d’estimation

Pour une analyse dynamique intégrant les effets de court et de long terme en présence de séries I(0) et I(1), le modèle ARDL en panel constitue le choix le plus pertinent ; il est estimé selon les approches MG, PMG et DFE présentées en section II. Dans le cadre de cette étude, dont l’objectif est d’évaluer l’effet des taux directeurs de la BCEAO sur l’emploi à travers le canal du taux débiteur, l’arbitrage entre ces estimateurs ne peut reposer mécaniquement sur le test de Hausman, comme le précise le paragraphe suivant.

L’arbitrage entre estimateurs ne peut reposer sur le seul test de Hausman : à huit pays, la différence des matrices de variance n’est pas définie positive et la comparaison entre PMG et MG est non informative. Le choix du PMG s’appuie donc sur ses fondements théoriques, à savoir la relation de long terme commune d’une union monétaire et son efficience supérieure au Mean Group à faible dimension individuelle, ainsi que sur la triangulation des résultats : le

signe du canal du marché monétaire est commun aux trois estimateurs, seule l'estimation PMG étant précise, conformément à l'attendu.

Le test de causalité de Dumitrescu et Hurlin (2012) met en évidence une causalité allant de l'emploi vers le taux débiteur (H0 rejetée), sans que la réciproque soit vérifiée (Tableau III). Ce résultat indique que les variations passées de l'emploi contribuent à prédire celles du taux débiteur, une amélioration de l'emploi et du revenu stimulant la demande de crédit et modifiant les conditions de financement.

### 3.3. Présentation et discussion des résultats

Les résultats du Tableau IV montrent une relation de long terme désormais identifiée : tous les coefficients de long terme sont significatifs et le terme de correction d'erreur est négatif dans les deux spécifications, résultat confirmé par le Mean Group. L'investissement est le déterminant de long terme le plus robuste de l'emploi, le taux de change pèse négativement, et l'association positive du taux débiteur en niveau coexiste avec une interaction négative et hautement significative entre le taux du marché monétaire et le taux débiteur. À court terme, seuls l'inflation et le co-mouvement de l'interaction ressortent, le taux débiteur n'étant plus significatif : la dynamique de court terme reflète le cycle économique plutôt qu'un canal du coût du crédit.

**Tableau IV** : Relations de long terme

|                           | G3 : long terme structurel | G7 : canal du marché monétaire |
|---------------------------|----------------------------|--------------------------------|
| Long terme                |                            |                                |
| TDB                       | 0,293***                   | 0,496***                       |
| TMM×TDB                   | —                          | −0,036***                      |
| FBCF                      | 0,181***                   | 0,108***                       |
| TCO (log)                 | −1,207**                   | −1,083***                      |
| Ajustement et court terme |                            |                                |
| ECT                       | −0,165*                    | −0,156*                        |
| Δ TDB                     | 0,105*                     | 0,059                          |
| Δ (TMM×TDB)               | —                          | 0,014**                        |
| Δ INF                     | 0,033**                    | 0,034**                        |
| Log-vraisemblance         | −134,38                    | −118,81                        |
| Observations              | 176                        | 176                            |

Source : Estimation de l'auteur à partir des données de la BCEAO et WDI  
Notes : \*\*\* (\*\*) (\*) indiquent une signification aux seuils de 1 %, 5 % et 10 % respectivement.

Cette lecture est confirmée par le test de causalité : l'emploi cause le taux débiteur au sens de Granger, et non l'inverse, ce qui indique que les banques tarifient la conjoncture. L'association positive du taux

débiteur en niveau est ainsi de nature cyclique, ce que corrobore son inversion sur la période antérieure à la COVID-19 ; elle rejoint les travaux sur le recours des entreprises dynamiques à l'autofinancement (Keho, 2012) et sur la concentration du crédit au profit de grandes entreprises peu intensives en main-d'œuvre (Diarisso et al., 2011).

Le résultat central réside dans l'effet marginal de long terme du taux du marché monétaire (Tableau V) : une hausse de 100 points de base est associée à une baisse de 0,39 à 0,49 point du taux d'emploi selon le niveau du taux débiteur, significative au seuil de 1 %, soit une baisse de 0,44 point au taux médian. Le canal du taux débiteur opère donc dans le sens attendu par la théorie : le renchérissement du refinancement pèse sur l'emploi d'autant plus que les conditions débitrices du pays sont tendues. L'effet négatif du taux de change suggère que le renchérissement des intrants importés l'emporte sur le gain de compétitivité attendu d'une dépréciation (Bénassy-Quéré et al., 2009) ; la faible traduction de la croissance en emplois dans les économies informelles (Kouakou et Sangaré, 2023) et les effets non linéaires de l'inflation (Gillman et Kejak, 2009) éclairent par ailleurs la dynamique de court terme.

**Tableau V : Effet marginal de long terme du taux du marché monétaire**

|                             | TDB au 1er quartile (11,02) | TDB médian (12,41) | TDB au 3e quartile (13,79) |
|-----------------------------|-----------------------------|--------------------|----------------------------|
| $\partial EMP/\partial TMM$ | -0,395***                   | -0,444***          | -0,494***                  |

Source : estimation de l'auteur à partir des données.

Notes : \*\*\* (\*\*) (\*) indiquent une signification aux seuils de 1 %, 5 % et 10 % respectivement.

Ce canal est spécifique au marché monétaire : substitué à l'interaction TMM×TDB, l'interaction avec le taux minimum de soumission est nulle et celle avec le taux interbancaire non significative. Le marché monétaire, principal compartiment de refinancement des banques, est le maillon opérant de la transmission, ce qui est cohérent avec son statut de taux de marché reflétant les conditions effectives de la liquidité.

### 3.4. Tests de robustesse

La robustesse du canal est examinée au tableau A4 (cf. annexe). Le signe négatif est stable dans toutes les variantes et la significativité survit à l'exclusion de sept pays sur huit, à la winsorisation, à la période antérieure à la COVID-19 et aux indicatrices de crise de 2008 et de la COVID-19. Trois limites doivent être assumées. L'ajustement de long

terme est ancré par le Togo, dont la vitesse de correction est la plus élevée. L'effet n'est pas identifiable après filtrage de la dépendance transversale, résultat attendu dès lors que la politique monétaire est commune aux huit pays et que les effets fixes annuels absorbent la politique elle-même. Enfin, la vérification DOLS (Tableau A5, annexe), qui pondère les pays symétriquement, ne confirme pas l'interaction : le canal doit être lu comme une transmission réelle mais hétérogène, portée par les pays où la correction d'erreur opère.

## Conclusion et implications

Cette recherche a réexaminé la transmission des taux directeurs de la BCEAO à l'emploi dans l'UEMOA à l'aide d'un modèle ARDL en panel estimé par la méthode du Pooled Mean Group à départs multiples sur la période 2001–2023, après correction des données et sélection d'un vecteur de long terme parcimonieux identifié.

À long terme, l'emploi de l'Union est d'abord déterminé par l'investissement. L'association positive entre taux débiteur et emploi est cyclique, la causalité allant de l'emploi vers les taux, tandis que l'interaction entre le taux du marché monétaire et le taux débiteur exerce l'effet négatif attendu de la transmission monétaire, de l'ordre d'un demi-point d'emploi pour cent points de base, davantage dans les pays où le crédit est cher. Cet effet, stable dans le temps mais hétérogène entre pays et non confirmé par une pondération symétrique des pays, atteste d'une transmission réelle mais inégale au sein de l'Union.

Ces constats invitent la BCEAO à surveiller le marché monétaire comme maillon opérant de la transmission, tout en rappelant que l'arme du taux ne saurait suffire : dans une Union marquée par le poids de l'informalité et la surliquidité bancaire, l'effet emploi de la politique monétaire est conditionné par l'approfondissement du marché du crédit et par la coordination avec les politiques budgétaires, financières et de formation.

## Références bibliographiques

Aguey, S., Yézidou A., et Agbodji A. E. (2021). Effets de la stratégie de relance Post-covid-19 de la BCEAO sur les agrégats économique au Togo. *La revue Internationale des Economistes de Langue Française*, 6(2), 183-215.

Assemien, A., Esso, L. J. et Kanga, K. D. (2019). Can monetary policy influence employment? The case of West African States. *Revue d'Economie Politique*, 129(5), 777-813.

Barro, R. J., et Gordon, D. B. (1983). *A Positive Theory of Monetary Policy in Natural Rate Model* (Vol. 91). Journal of Political Economy.

Bassite, I. et El Khattab, Y. (2025). Politique monétaire et taux de change effectif réel et output gap au Maroc : une analyse en présence de chocs économiques. *Revue Marocaine de publication des recherches Scientifiques-RMPRS*, 7(7), 777-802.

BCEAO. (1996). Définition et formulation de la politique monétaire. *BCEAO*, 462.

Bénassy-Quéré, A., Béreau, S., et Mignon, V. (2009). *Taux de change d'équilibre*. Développements récents de l'analyse économique, *Revue économique*, 60(3), 657-666. Doi : 10.3917/reco.603.0657

Bernanke, B. S., Boivin, J. et Elias, P. (2005). Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (favar) approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 387-422.

Bernanke, B., et Blinder, A. (1992). *The Federal Fund Rate and the Channels of Monetary Transmission*. American Economic Review.

Bikai, J. L., et Kenkouo, G. A. (2019). Analyse et évaluation des canaux de transmission de la politique monétaire dans la CEMAC : Une approche SPVAR-X. *Monde en développement*, 185(1), 109-132.

Blackburne, E. F et Frank, M. W. (2007). Estimation of non-stationary heterogeneous panels. *The Stata Journal*, 7(2), 197-208.

Blanchard O. J et Katz, L.F. (1997). *What We Know and Do Not Know About the Natural Rate of Unemployment*, 1 (11), 51-72. Journal of Economic Perspectives.

Breusch, T. S. et Pagan, A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 1-239. Doi: <https://doi.org/10.2307/2297111>

Brilleau, A., Roubaud, F., et Torelli, C. (2004). L'emploi, le chômage et les conditions d'activité dans les principales agglomérations des sept États membre de l'UEMOA. *Document de Travail*. <https://dial.ird.fr/wp-content/uploads/2021/12/2004-06>

Cecchetti, S. G. (1995). Distinguishing Theorie of the Monetary Transmission Mechanism. *review*, 77(3), 83-97. Doi: <https://doi.org/10.20955/r.77>

Clarida R., J. Gali et M. Gertler. (1999). *The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective* 4(37), 1661-1707. Journal of Economic Literature. Recupéré sur <http://www.nber.org/papers/w7147>

Coakley, J., Fuertes, A-M., et Smith, R. P. (2006). *Unobserved heterogeity in panel series models*, 50(9), 2361-2380. Computational Statistic & Data Analysis. doi: [doi:10.1016/j.csda.2004.12.015](https://doi.org/10.1016/j.csda.2004.12.015)

Cover, J. (1992). *Asymetric Effects of Positive and negative Money-Supply Shocks*. The Quarterly Journal of Economics. 107(4), 1261-1282.

Diarisso, S., Diop, I. T. et Mbaye, A. A. (2011). Quel secteur bancaire pour le financement des économies de l'UEMOA ? *L'Harmattan*.

Diop, M. (1998). UEMOA : Les taux d'intérêt provoquent une grogne généralisée. *afrimag* : <http://www.afrimag.net>.

Diouf, M. et Samaké, I. (2020). *Monetary Policy Transmission in the WAEMU*. FMI. International Monetary Fund. Récupéré sur <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2020/01/24/Monetary-Policy-Transmission-in-the-WAEMU-48960>

Doucouré, A. D. et Fodiyé, B. (2000). Les canaux de Transmission de la Politique Monétaire dans les Pays de l'UEMOA. *Université Cheick Anta Diop*.

Doumbia, S. (2011). Surliquidité Bancaire et "Sous-financement de l'économie". *Revue Tiers Mond*, 205(1), 151-170.

Dumitrescu, E., et Hurlin, I. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Econometric Modeling*, 37, 1450-1460.

Eberhardt, M., et Teal, F. (2011). Econometrics for Grumbler: Anew look at the litterature on cross country growth empiric. *Journal of Economic Survey*, 25, 109-155.

Ehrhart, H., Mrabet, H. et Rocher, E. (2012). Les sources de l'inflation dans la Zone franc CFA.

Fisher, I. (1980). *The Theory of Interest*. Mcmillan.

Fonds Monétaire International (FMI). (2013). *Proumouvoir une Economie Mondiale plus Sure et plus Stable*. FMI. Washington: Rapport Annuel 2013.

Friedman, M. (1968). *The role of Monetary Policy* (Vol. 58). American Economic Review.

Garcia, R., et H. Shaller. (2002). Are the Effects of Monetary Plicy asymeric? *Université de Montréal*.

Garibaldi, P. (1997). *The Asymeric Effects of Monetary Policy on Job Creation and Destruction* (Vol. 44). IMF Staff Papers.

Georgopoulos, G. (2009). Regional VARs and the channels of monetary policy. *Applied Economics Letters*, 16(12), 1191-1194.

Gbenou, K. D. (2021). Réexamen de l'efficacité des mécanismes de transmission de la politique monétaire dans l'UEMOA. N°DEAE/2101, *Document d'Etude et d'Analyse Economique*.

Guezo, M. (2014,). Comportement d'offre bancaire à travers les dynamiques macroéconomiques : une mise en évidence du rôle des caractéristiques des banques. (Actes du premier colloque de l'Association d'Economie Théorique et Appliquée : Développement du marché financier) in *Lanha M., Chabossou A., Eggoh, J et Bangake C.*, 650 p.

Hatmanu, M., Căuțișanu, C., et Ifrim, M. (2020). The Impact of Interest Rate, Exchange Rate and European Business Climate on Economic Growth in Romania: An ARDL Approach with Structural. *Sustainability*, 12, 1-23. doi: <https://doi.org/10.3390/su12072798>

Houngbedji, H. S. (2018). Transfert de Technologie et Croissance Economique dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine. *Revue d'Economie et de Statistique Appliquée*, 15(2), 5-20.

Houngbedji, H. S et Bassongui, N. (2021). Investissement Public et Investissement Privé en Afrique subsaharienne : Rôle de la Qualité Institutionnelle. *African Development Review*, 33, 446-478. doi: 10.1111/1467-8268.12589

Kanga, K. D. (2014). Les banques et la transmission de la politique monétaire : une analyse comparative des zones CEMAC, UEMOA et ZMAO. *Cahier de recherche*.

Kashyap, A., Stein, J., et Wilcox, D. (1993). Monetary policy and credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance. *American Economic Review*, 83, 78-98.

Keho, Y. (. Le rôle des facteurs institutionnels dans le développement financier et économique des pays de l'UEMOA. *Revue Economique et Monétaire* n° 12, 9-45.

Kejak, M., et Michal G. (2009). Inflation, Investment and Growth: A money and Banking Approach. *Economica*, 2011(78), 260-282. doi: doi:10.1111/j.1468-0335.2009. 00814.x

Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London: Macmillan.

Koné, G. D. (2021). Evaluation des Canaux de transmissions de la Plitique Moonétaire dans la Zone UEMOA. *Journal of Economics and Finance*, 12(2), 33-45. doi: 10.9790/5933-1202023345

Kouakou, C. K. et Sangare, V. P. (2023,). Croissance Economique et Qualité de l'Emploi dans les Pays de l'UEMOA : Une Mésure par les Elasticités-Revenu. *Revue d'Analyse des Politiques Economiques et Financière*, 6(2), 1840-8222.

Lonzo, L. G. (2014). *Analyse de la pertinence des canaux de transmission de la politique monétaire à la lumière de l'évolution recente de l'économie mondiale*. Kinshasa: Working paper.

Lucas, R. S. (1976). *Econometric Policy Evaluation: A Critique*. In K. Brunner & A. H. Meltzer (Eds.), *The Phillips Curve and Labord Markets* (Vol. 1). Carnegie-Rochester conférence Series on Public Policy.

LY, M. M. (2020). Une Politique Monétaire Pour l'Emploi dans l'UEMOA. *Revue Internationale des Economistes de la Langue Française*, 5(2), 126-147

Mankiw, N. G. (1985). *Small Menu Cost and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly* (Vol. 2). The Quarterly Journal of Economics.

Mankiw, N. G. (1990). *A Quick Refresher Course in Macroeconomics* (Vol. 28). Journal of Economic Literature.

Mariko, S. (2024). Politiques publiques pour l'emploi dans l'UEMOA : état des lieux et perspectives. *Revue des politiques économiques de l'Afrique de l'Ouest*, 10(2), 45-62.

Meltzer, A. H. (1995). Monetary, Credit and (Other)Transmission Processes: A Monetarist perspective. *The Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 49-72.

Mishkin, F. (1996). *The channels of monetary transmission: Lessons for monetary policy*. Working paper 5464, National Bureau of economic research.

Mishra, P., et Montiel, P. J. (2016). Monetary Transmission in developping countries: evidence from India. *IMF working Paper*.

Muth, J. F. (1961). *Rational Expectations and the Theory of Price Movements* (Vol. 29). Econometrica.

N'guessan, T. (2018). Monetary transmission mechanism in WAEMU: Evidence from ARDL and VECM models. *Mémoire Universitaire*.

Nubukpo, K. K. (2002). Impact de de la Variation des Taux d'intérêt directeur de la BCEAO sur l'Inflation et la Croissance dans l'UEMOA. *Note d'Information et Statistiques BCEAO*.

Nubukpo, K. k. (2007). L'efficacité de la Politique Monétaire en Situation d'Incertitude et d'Extraversion : Le cas de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). *The European Journal of Development research*, 19(3), 480-495.

Organisation de Coopération et de Développement Économique, (2024). *Perspective Economique de l'OCDE*. Paris. doi : <https://doi.org/10.1787/bd18c5ae-fr>.

Organisation International du Travail. (2024). *Rapport du Conseil du Centre international de formation de l'OIT*. Genève : Rapport de la 88e session du conseil. Récupéré sur [https://www.itcilo.org/sites/default/files/inline-files/GB352-INS-18-%5BRELMEETINGS-241028-006%5D-Web-FR.pdf?utm\\_source](https://www.itcilo.org/sites/default/files/inline-files/GB352-INS-18-%5BRELMEETINGS-241028-006%5D-Web-FR.pdf?utm_source)

Organisation des Nation Unies pour l'Etudcation, la Science et la Culture. (2021). *Rapport sur l'emploi des jeunes en Afrique de l'Ouest*.

Ouedraogo, I et Sawadogo, R. (2021). Monetary policy transmission mechanism in the WAEMU: Evidence from a panel ARDL approach. *Revue Africaine d'Economie*, 9(2), 45-68.

Ouédraogo, S. (2011). Banque et Transmission Monétaire dans l'UEMOA : effets des bilans bancaires, de la concentration bancaire et de l'exès de liquidité bancaire sur l'efficacité de la politique Monétaire de la BCEAO. *Economie et Finance*, Thèse de doctorat.

Ouguehi, P. K. (2025,). Pour une croissance économique durable en Côte d'Ivoire, entre l 'agriculture d'exportation et l'agriculture de subsistance, quel type d'agriculture à privilégier ? Une analyse économétrique à travers le modèle ARDL. *Revue Française d'economie et de Gestion*, 442-468.

Pedroni, P. (2001). Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels. *Review of Economics and Statistics*, 83(4), 727–731. doi: <https://doi.org/10.1162/003465301753237803>

Pesaran, et Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.010>

Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312.

Pesaran, M. H., Shin, Y. et Smith, R. P. (1999). Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621-634. doi: <https://doi.org/10.1080/01621459.1999.10474156>

Phelps, E. S. (1967). *Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time* (Vol. 34). Economica.

Pigou, A. C. (1933). *Theory of Unemployment*. Londres : Macmillan.

Ravn, M. O. et Sola, M. (2004). Asymmetric effects of monetary policy in the United States. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 86(5), 41-60.

Saidjada, M. K. et Jahan, S. I. (2018). Public and Private Investment Nexus in Bangladesh: Crowding-in or out? *The Journal of Developing Areas*, 52(4), 115-127. doi: <https://doi.org/10.1353/jda.2018.0055>

Sanon, J. et Thiombiano, N. (2021). Les déterminants non monétaire des taux d'intérêts débiteurs bancaire dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine. *Revue CEDRE-Etudes* (72), 1021-3236.

Stiglitz, J., et Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *American Economic Review*, 71(3), 393-410.

Tadenyo, D. (2015). Impact des chocs des taux d'intérêts de la BCEAO sur l'évolution de l'inflation dans la zone UMOA : implication pour la poursuite d'un objectif de "Stabilité des prix". *Revue Economique et Monétaire* 18, 9-48.

Tall, A. et Niang, B. B. (2023). Déterminant de la Liquidité Bancaire dans les pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine. *Revue Internationale des Economistes de langue Française*, 8(2), 107-133. doi: <https://doi.org/10.18559/RIELF.2023.2.5>

Tobin, J. (1969). A General Equilibrium Approach to Monetary Theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1), 15-29.

Trinnou, M.G et Igue, C.B. (2015). Risque de crédit bancaire et politique monétaire dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). *Revue Economique et Monétaire (Spécial Prix Abdoulaye Fadiga, 4eme Edition) n° 18*, 49-76.

Uluc, A., Ryan, B. et Adam, H. (2013). Financial frictions and the strength of Monetary transmission. *Journal of International Money and Finance* n° 32, 1097-1119.

Woodford, M. (2003). *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton: Princeton University Press.

Annexe : Tableau A1 : Matrice de corrélation

| Variables                                    | (1)                | (2)                | (3)                | (4)                | (5)                | (6)                | (7)                | (8)                | (9)               | (10)              | (11)              | (12)              | (13)              | (14)              |
|----------------------------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| (1) EMP                                      | 1.000              |                    |                    |                    |                    |                    |                    |                    |                   |                   |                   |                   |                   |                   |
| (2) TDB                                      | 0.006<br>(0.935)   | 1.000              |                    |                    |                    |                    |                    |                    |                   |                   |                   |                   |                   |                   |
| (3) TMS                                      | 0.045<br>(0.540)   | 0.322*<br>(0.000)  | 1.000              |                    |                    |                    |                    |                    |                   |                   |                   |                   |                   |                   |
| (4) TMM                                      | 0.040<br>(0.591)   | 0.294*<br>(0.000)  | 0.734*<br>(0.000)  | 1.000              |                    |                    |                    |                    |                   |                   |                   |                   |                   |                   |
| (5) TMIB                                     | 0.011<br>(0.887)   | 0.037<br>(0.622)   | 0.436*<br>(0.000)  | 0.550*<br>(0.000)  | 1.000              |                    |                    |                    |                   |                   |                   |                   |                   |                   |
| (6) TMSTDB                                   | 0.022<br>(0.766)   | 0.809*<br>(0.000)  | 0.788*<br>(0.000)  | 0.607*<br>(0.000)  | 0.295*<br>(0.000)  | 1.000              |                    |                    |                   |                   |                   |                   |                   |                   |
| (7) TMMTDB                                   | 0.022<br>(0.765)   | 0.860*<br>(0.000)  | 0.584*<br>(0.000)  | 0.718*<br>(0.000)  | 0.305*<br>(0.000)  | 0.885*<br>(0.000)  | 1.000              |                    |                   |                   |                   |                   |                   |                   |
| (8) TMIBTDB                                  | 0.008<br>(0.915)   | 0.895*<br>(0.000)  | 0.481*<br>(0.000)  | 0.507*<br>(0.000)  | 0.468*<br>(0.000)  | 0.849*<br>(0.000)  | 0.902*<br>(0.000)  | 1.000              |                   |                   |                   |                   |                   |                   |
| (9) INF                                      | 0.004<br>(0.954)   | 0.001<br>(0.985)   | 0.289*<br>(0.000)  | -0.023<br>(0.759)  | -0.068<br>(0.362)  | 0.154*<br>(0.037)  | -0.037<br>(0.622)  | -0.030<br>(0.682)  | 1.000             |                   |                   |                   |                   |                   |
| (10) FBCF                                    | -0.006<br>(0.930)  | -0.161*<br>(0.029) | -0.416*<br>(0.000) | -0.465*<br>(0.000) | -0.161*<br>(0.029) | -0.318*<br>(0.000) | -0.322*<br>(0.000) | -0.209*<br>(0.004) | -0.057<br>(0.441) | 1.000             |                   |                   |                   |                   |
| (11) CDSP                                    | -0.343*<br>(0.000) | -0.565*<br>(0.000) | -0.571*<br>(0.000) | -0.567*<br>(0.000) | -0.190*<br>(0.010) | -0.665*<br>(0.000) | -0.674*<br>(0.000) | -0.577*<br>(0.787) | -0.020<br>(0.000) | 0.255*<br>(0.000) | 1.000             |                   |                   |                   |
| (12) TCPIB                                   | 0.208*<br>(0.005)  | -0.145*<br>(0.050) | -0.167*<br>(0.023) | -0.151*<br>(0.041) | -0.030<br>(0.682)  | -0.198*<br>(0.007) | -0.208*<br>(0.005) | -0.154*<br>(0.037) | -0.021<br>(0.779) | 0.251*<br>(0.001) | 0.119<br>(0.107)  | 1.000             |                   |                   |
| (13) ITCO                                    | 0.005<br>(0.951)   | 0.081<br>(0.273)   | 0.017<br>(0.824)   | 0.096<br>(0.195)   | -0.023<br>(0.759)  | 0.102<br>(0.169)   | 0.114<br>(0.125)   | 0.055<br>(0.459)   | -0.004<br>(0.961) | 0.023<br>(0.761)  | 0.045<br>(0.548)  | 0.048<br>(0.517)  | 1.000             |                   |
| (14) SPAV                                    | -0.088<br>(0.233)  | 0.079<br>(0.286)   | 0.282*<br>(0.000)  | 0.273*<br>(0.000)  | 0.122<br>(0.099)   | 0.192*<br>(0.009)  | 0.177*<br>(0.016)  | 0.121<br>(0.102)   | -0.027<br>(0.719) | -0.004<br>(0.959) | -0.122<br>(0.099) | 0.133<br>(0.072)  | -0.111<br>(0.135) | 1.000             |
| (15) COC                                     | 0.033<br>(0.655)   | -0.427*<br>(0.000) | -0.095<br>(0.201)  | -0.078<br>(0.291)  | -0.042<br>(0.576)  | -0.259*<br>(0.000) | -0.318*<br>(0.000) | -0.383*<br>(0.000) | 0.011<br>(0.886)  | 0.331*<br>(0.000) | 0.494*<br>(0.000) | 0.217*<br>(0.003) | 0.159*<br>(0.031) | 0.213*<br>(0.004) |
| *** $p < 0.01$ , ** $p < 0.05$ , * $p < 0.1$ |                    |                    |                    |                    |                    |                    |                    |                    |                   |                   |                   |                   |                   |                   |

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

Tableau A2 : Variance Inflation Factor

|          | VIF   | 1/VIF |
|----------|-------|-------|
| TMM      | 3.863 | .259  |
| TMS      | 3.411 | .293  |
| CDSP     | 3.062 | .327  |
| COC      | 2.159 | .463  |
| FBCF     | 1.718 | .582  |
| TMIB     | 1.7   | .588  |
| TDB      | 1.641 | .609  |
| INF      | 1.308 | .765  |
| SPAV     | 1.289 | .776  |
| TCPIB    | 1.146 | .872  |
| TCO      | 1.136 | .88   |
| Mean VIF | 2.039 | .     |

**Tableau A3 :** Résultat du test d’homogénéité de Swamy et de dépendance en coupe transversale

| Test                                           | Statistique | p-value |
|------------------------------------------------|-------------|---------|
| Swamy (Constance des paramètres $\chi^2(70)$ ) | 16381,69    | 0,000   |
| Breusch-Pagan LM                               | 30,710      | 0,330   |
| LM ajusté (bias-corrected)                     | -1,169      | 0,242   |
| Pesaran CD                                     | 1,226       | 0,220   |

**Tableau A4 :** Robustesse du canal TMM×TDB (PMG multi-départs)

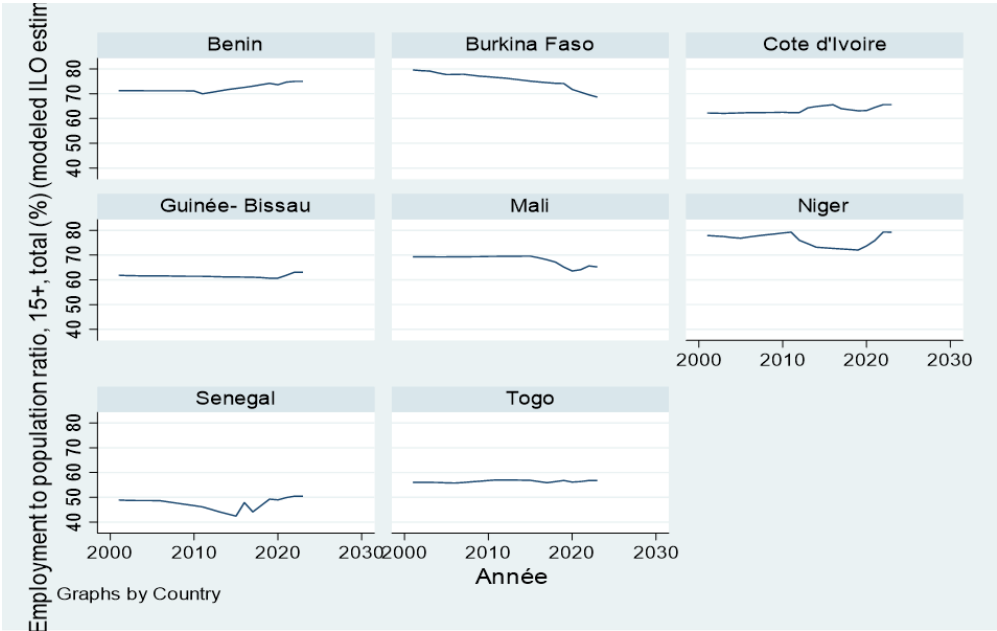
| Spécification                            | $\theta$ (TMM×TDB) | ECT      |
|------------------------------------------|--------------------|----------|
| Référence (G7)                           | -0,036***          | -0,156*  |
| Sans Bénin                               | -0,036***          | -0,175*  |
| Sans Burkina Faso                        | -0,036***          | -0,194** |
| Sans Côte d'Ivoire                       | -0,035***          | -0,151   |
| Sans Guinée-Bissau                       | -0,035***          | -0,175*  |
| Sans Mali                                | -0,036***          | -0,178*  |
| Sans Niger                               | -0,036***          | -0,163*  |
| Sans Sénégal                             | -0,037***          | -0,126   |
| Sans Togo                                | n.s.               | -0,037*  |
| Winsorisation 1–99 %                     | -0,036***          | -0,157*  |
| Avant-COVID ( $\leq 2019$ )              | -0,048***          | -0,064   |
| Indicatrices de crise 2008 et COVID      | -0,042***          | -0,183** |
| Données démeanées ( indép. transversale) | n.s.               | n.s.     |
| Canal TMS×TDB (à la place de TMM)        | -0,000             | —        |
| Canal TMIB×TDB (à la place de TMM)       | 0,793              | —        |

Notes : \*\*\* (\*\*) (\*) indiquent une signification aux seuils de 1 %, 5 % et 10 % ;

**Tableau A5 : Vérification DOLS de la relation de long terme (pondération symétrique des pays)**

|                        | TDB    | TMM×TDB | FBCF  | TCO (log) |
|------------------------|--------|---------|-------|-----------|
| Coefficient            | −0,181 | 0,057   | 0,170 | −3,807    |
| p-value (grappes pays) | 0,441  | 0,219   | 0,166 | 0,284     |

Notes : DOLS avec une avance et un retard des différences, effets fixes pays, écarts-types en grappes par pays.



**Figure A6 : Évolution du ratio emploi/population totale de 15 ans et plus.**