

Etienne Fakaba SISSOKO

Email : etienne@crapes.net

ORCID : [0009-0005-9538-5912](https://orcid.org/0009-0005-9538-5912)

Centre de Recherche et d'Analyses Politiques,

Economiques et Sociales (CRAPES)

Université des Sciences Sociales et de Gestion de Bamako

Inflation et croissance du revenu réel par tête dans l'espace CEDEAO selon l'appartenance à l'UEMOA

Résumé : Cet article examine l'association entre inflation retardée et la croissance du revenu réel par tête dans quinze pays de la CEDEAO entre 1997 et 2024, ainsi que son hétérogénéité selon l'appartenance à l'UEMOA. Des modèles à effets fixes pays et année intègrent les investissements directs étrangers, l'ouverture commerciale, l'investissement total, l'état de droit et la stabilité politique. Dans les pays non membres de l'UEMOA, l'inflation est associée à une baisse significative de la croissance ; le terme d'interaction indique une pente plus négative dans les pays membres. Le signe des coefficients centraux demeure stable dans les principales vérifications, sans établir d'effet causal du régime UEMOA.

Mots-clés : Inflation – Croissance du revenu réel par tête – UEMOA – CEDEAO – Qualité institutionnelle.

Inflation and real per capita income growth in ECOWAS by WAEMU membership

Abstract: This article examines the association between lagged inflation and real per capita income growth in fifteen ECOWAS countries over 1997–2024, and its heterogeneity by WAEMU membership. Country and year fixed-effects models include FDI, trade openness, total investment, rule of law, and political stability. Outside WAEMU, inflation is significantly associated with lower growth; the interaction indicates a more negative slope in member states. The signs of the central coefficients remain stable across the main checks, without establishing a causal effect of the WAEMU regime.

Keywords: Inflation – Real per capita income growth – WAEMU – ECOWAS – Institutional quality.

JEL Classification: E31 – F15 – O47 – O55.

Received for publication: 20260426.

Final revision accepted for publication: 20260630

1. Introduction

La relation entre inflation et croissance demeure un objet central de la macroéconomie du développement parce qu'elle renvoie à la transformation d'une instabilité nominale en coûts réels d'allocation, d'accumulation et de coordination. Les travaux fondateurs ont montré qu'une inflation élevée ou instable brouille l'information contenue dans les prix relatifs, raccourcit l'horizon des décisions privées et détériore l'environnement de l'investissement (Fischer, 1993 ; Bruno & Easterly, 1998). La littérature plus récente a déplacé le débat en insistant sur les seuils, les régimes et les hétérogénéités institutionnelles de la relation inflation–croissance (Khan & Senhadji, 2001 ; Kremer et al., 2013 ; Eggoh & Khan, 2014 ; Ibarra & Trupkin, 2016). L'enjeu n'est donc plus seulement d'identifier un effet moyen de l'inflation sur la croissance, mais de comprendre dans quel cadre monétaire et institutionnel cet effet change d'intensité.

L'espace de la Communauté économique des États de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO) constitue un terrain particulièrement instructif pour cette question. Il combine une exposition commune aux chocs externes avec une forte hétérogénéité des régimes monétaires, des structures productives et des capacités institutionnelles. La coexistence, au sein de la région, de pays membres de l'Union économique et monétaire ouest-africaine (UEMOA) et de pays non membres interdit une lecture uniforme du lien inflation–croissance. À l'intérieur d'un même espace régional, l'inflation ne renvoie pas nécessairement au même type de déséquilibre macroéconomique si les règles de politique monétaire, les modalités d'ajustement et les anticipations diffèrent.

La littérature empirique consacrée à l'Afrique de l'Ouest éclaire partiellement cette question sans l'épuiser. Les travaux les plus proches portent surtout sur le seuil d'inflation compatible avec la croissance, soit dans des panels larges de pays en développement, soit dans l'UEMOA. Combey et Nubukpo (2010) mettent en évidence une relation non linéaire inflation–croissance dans l'Union ; Sall (2019) montre, à l'échelle pays, que la cible compatible avec la croissance n'est ni uniforme ni mécaniquement alignée sur un critère unique. Gbaguidi (2016) puis Gbaguidi (2022) replacent l'inflation de l'UEMOA dans une problématique de convergence budgétaire et de financement du déficit, tandis que Kora Guera (2023) réexamine les déterminants de l'inflation dans les pays en développement. Ces contributions sont importantes, mais elles ne testent pas directement si, à inflation donnée, le coût marginal de l'inflation diffère entre pays UEMOA et non-UEMOA à l'échelle CEDEAO.

Dans le prolongement de ces travaux, cet article examine une question complémentaire : l'inflation freine-t-elle la croissance du revenu réel par tête dans l'espace CEDEAO, et cette association varie-t-elle selon l'appartenance à l'UEMOA ? La contribution de l'article n'est ni une nouvelle estimation de seuil ni une évaluation générale de l'UEMOA. Elle consiste à identifier une hétérogénéité de pente de la relation inflation–croissance. La croissance du revenu réel par tête est retenue comme variable dépendante afin de saisir une performance économique plus substantielle que la croissance agrégée dans des économies caractérisées par une dynamique démographique soutenue.

L'article mobilise un panel annuel consolidé de quinze pays de la CEDEAO sur la période 1997–2024. L'estimation repose sur des modèles à effets fixes pays et année, avec inflation retardée, interaction inflation $\times$ UEMOA et introduction successive des investissements directs étrangers (IDE) entrants, de l'ouverture commerciale, de l'investissement total, de l'état de droit et de la stabilité politique. Les résultats mettent en évidence, dans les pays non membres de l'UEMOA, une relation négative entre inflation retardée et croissance du revenu réel par tête. Ils montrent surtout que cette pénalité apparaît plus forte dans les pays membres et qu'elle n'est absorbée ni par les variables de contrôle macroéconomiques ni par l'introduction séparée de l'état de droit et de la stabilité politique. Le reste de l'article est organisé comme suit. La section 2 précise le cadre conceptuel ; la section 3 présente les données ; la section 4 expose la stratégie empirique ; la section 5 discute les résultats ; la section 6 examine les robustesses et les limites ; la section 7 conclut.

2. Cadre conceptuel et revue de littérature

Le cadre conceptuel de l'article s'organise autour de trois propositions. Premièrement, l'inflation peut devenir un coût réel pour la croissance lorsque le désordre nominal dégrade l'information véhiculée par les prix. Deuxièmement, ce coût n'est pas nécessairement homogène entre régimes monétaires. Troisièmement, les institutions et la stabilité politique n'annulent pas nécessairement ce mécanisme ; elles peuvent en conditionner l'intensité.

2.1. Inflation et croissance : au-delà de l'effet moyen

L'idée selon laquelle l'inflation pénalise la croissance repose sur un mécanisme désormais classique : une inflation élevée ou instable brouille les prix relatifs, accroît l'incertitude intertemporelle et déforme les arbitrages d'épargne, d'investissement et de financement (Fischer, 1993 ; Bruno & Easterly, 1998). Toutefois, la littérature plus récente montre que cette relation ne peut plus être traitée comme un effet moyen uniforme. Les travaux de seuil indiquent qu'une inflation modérée peut être tolérable, alors qu'au-delà d'un certain niveau son association avec la croissance devient nettement négative (Khan & Senhadji, 2001 ; Kremer et al., 2013). Eggoh et Khan (2014) confirment cette non-linéarité dans un cadre plus large.

Pour le présent article, l'implication essentielle est la suivante : le coût de l'inflation doit être abordé comme un coût conditionnel. Ibarra et Trupkin (2016) montrent précisément que la relation inflation–croissance dépend des institutions dans les pays en développement et que le seuil critique peut varier selon l'environnement institutionnel. Cette idée justifie un déplacement analytique : la question n'est pas seulement de savoir si l'inflation nuit à la croissance dans l'espace CEDEAO, mais si son effet marginal varie avec le régime dans lequel elle est observée.

2.2. Pourquoi le régime UEMOA peut modifier la pente inflation–croissance

L'appartenance à l'UEMOA est traitée ici comme un régime et non comme une cause autonome de la croissance. Deux mécanismes opposés peuvent être formulés. Le premier est celui d'un amortissement : dans un cadre monétaire plus crédible, une hausse donnée de l'inflation peut perturber moins fortement les anticipations et l'allocation des ressources. Le second est celui d'une amplification : dans un régime plus discipliné, une poussée inflationniste peut signaler un désajustement réel plus profond, de sorte que son association avec la croissance devient plus négative.

La littérature régionale rend cette seconde hypothèse plausible. Combey et Nubukpo (2010) et Sall (2019) montrent que la relation inflation–croissance dans l'UEMOA est déjà loin d'être triviale. Gbaguidi (2016, 2022) relie la dynamique inflationniste de l'Union à la convergence budgétaire et aux modalités de financement du déficit, tandis que Sanon (2023) rappelle que les canaux monétaires de l'Union ne se traduisent pas mécaniquement en financement productif. Plus récemment, Fernandes (2023) souligne que l'inflation récente dans l'UEMOA a été dominée par les composantes alimentaires et, de plus en plus, énergétiques. Dans ce contexte, un épisode inflationniste observé dans l'Union peut révéler des tensions réelles plus sévères qu'un simple écart nominal transitoire.

L'hypothèse testée est que le régime UEMOA peut modifier la pente de la relation inflation–croissance. Empiriquement, l'objet d'intérêt est donc le coefficient du terme d'interaction entre inflation et appartenance à l'Union.

2.3. Institutions, stabilité politique et hiérarchie des mécanismes

La littérature sur les institutions a établi que la sécurité des droits, la prévisibilité des règles et la capacité de l'État à faire respecter les engagements structurent les trajectoires de croissance de long terme (North, 1990 ; Rodrik et al., 2004 ; Acemoglu et al., 2005). Haggard et al. (2008) et Haggard et Tiede (2011) montrent, en particulier, que l'état de droit agit à travers plusieurs canaux : réduction des coûts de transaction, sécurisation des contrats et limitation de l'arbitraire. Gueye et Diagne (2022) ainsi que Traoré et Traoré (2019) montrent également que les institutions modifient les performances économiques via l'investissement et la gouvernance des dépenses publiques.

Dans cet article, les institutions sont introduites comme variables de conditionnement du mécanisme central reliant inflation et croissance, plutôt que comme une explication englobante. La stabilité politique occupe un statut particulier : elle peut agir à la fois sur la croissance et en amont de l'inflation. Aisen et Veiga (2006, 2008) montrent précisément que l'instabilité politique accroît le niveau et la volatilité de l'inflation. Si le coefficient de l'inflation disparaissait après contrôle de cette dimension, il faudrait conclure que la relation inflation–croissance capte principalement un environnement politique dégradé. S'il subsiste, le coût de l'inflation conserve une autonomie analytique.

2.4. Hypothèses de recherche

Trois hypothèses structurent l'analyse.

- **H1** : l'inflation retardée est associée à une moindre croissance du revenu réel par tête dans l'espace CEDEAO.
- **H2** : cet effet n'est pas homogène selon l'appartenance à l'UEMOA.
- **H3** : cette relation subsiste après introduction successive des variables de contrôle macroéconomiques, de l'état de droit et de la stabilité politique.

3. Données, construction des variables et faits stylisés

L'analyse repose sur une base macroéconomique consolidée au format pays–année. Dans sa version brute, cette base couvre seize économies ouest-africaines, dont la Mauritanie, entre 1970 et 2025. Elle agrège principalement des séries issues des World Development Indicators (WDI) de la Banque mondiale et a été complétée, lorsque nécessaire, par la base World Economic Outlook (WEO) du Fonds monétaire international (FMI) et par les agrégats nationaux de la Division de statistique des Nations unies (UNSD). Les indicateurs institutionnels proviennent de la révision 2025 des Worldwide Governance Indicators (WGI), dont la méthodologie est présentée par Kaufmann et al. (2010) (World Bank, n.d. ; International Monetary Fund, 2025 ; United Nations Statistics Division, 2026 ; World Bank, 2025).

L'échantillon principal retient les quinze pays membres de la CEDEAO sur la période 1997–2024. La base brute inclut la Mauritanie, mais celle-ci est exclue des estimations parce qu'elle s'est retirée de la CEDEAO en décembre 2000 (CEDEAO, s. d.). La fenêtre retenue assure une couverture homogène des variables retardées et des indicateurs institutionnels, tout en évitant d'introduire dans le cœur de l'estimation des observations de fin de période davantage tributaires des mises à jour conjoncturelles.

La variable dépendante est la croissance du revenu réel par tête. Le régresseur central est l'inflation des prix à la consommation retardée d'une période. L'appartenance à l'UEMOA intervient comme modérateur institutionnel par l'intermédiaire d'un terme d'interaction avec l'inflation. Les IDE entrants, l'ouverture commerciale et l'investissement total sont introduits séquentiellement comme variables de contrôle macroéconomiques. L'état de droit et la stabilité politique sont ensuite mobilisés dans des tests de robustesse institutionnelle et politique. Les définitions précises des variables et les sources sont présentées dans l'annexe A1.

La consolidation de la base a une implication analytique directe. Dans la version initiale, les variables d'ouverture commerciale étaient manquantes pour le Nigeria et le Libéria, tandis que l'investissement total restait incomplet pour le Libéria. En l'état, l'introduction du commerce ou de l'investissement aurait artificiellement contracté le groupe non-UEMOA. La réparation ciblée de ces séries permet de conserver ces deux pays dans les équations de robustesse macroéconomique. Cette correction renforce la crédibilité du test sur l'hétérogénéité UEMOA, puisqu'elle évite que le différentiel estimé soit alimenté par une sélection non aléatoire des cas.

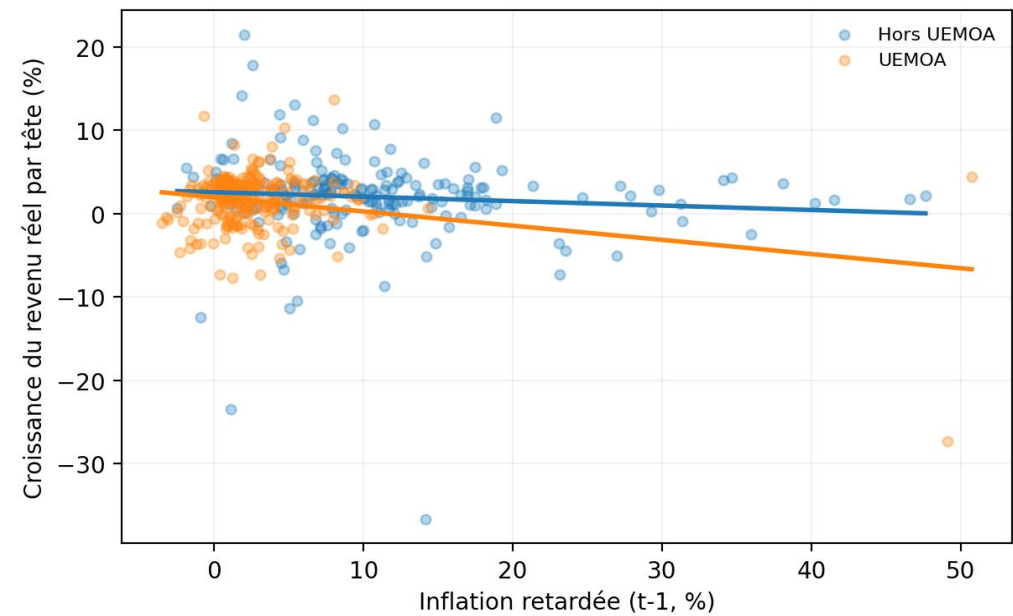
La figure 1 offre une première lecture descriptive. Elle montre que la relation entre inflation retardée et croissance du revenu réel par tête n’est pas identique selon le régime UEMOA. Les pays de l’Union connaissent en moyenne une inflation plus faible, mais la pente apparente de la relation inflation–croissance y apparaît plus défavorable. Cette lecture reste purement descriptive ; elle justifie cependant une stratégie d’estimation fondée sur l’hétérogénéité de pente plutôt que sur une simple comparaison de moyennes. Les statistiques descriptives sont présentées dans le tableau 1.

Tableau 1. Statistiques descriptives

Variable	Moyenne	Écart-type	Min.	Max.	N
Croissance du revenu réel par tête	1,690	4,482	-36,672	21,463	416
Inflation retardée	6,575	8,276	-3,503	50,734	416
IDE entrants retardés	3,982	9,333	-2,960	103,337	416
Ouverture commerciale retardée	57,085	26,405	16,937	290,499	416
Investissement total retardé	21,242	8,010	-2,424	53,928	416
État de droit retardé	-0,652	0,551	-1,921	0,769	410
Stabilité politique retardée	-0,588	0,810	-2,558	1,017	410

Note : L’échantillon principal couvre 15 pays de la CEDEAO sur 1997–2024.

Figure 1 - Relation inflation–croissance selon le régime UEMOA



Source : calculs de l’auteur à partir de la base consolidée de la CEDEAO.

4. Stratégie empirique

L'identification retenue exploite la variation intra-pays de l'inflation dans le temps, tout en absorbant les caractéristiques structurelles propres à chaque économie et les chocs communs à la région. Cette logique conduit à un cadre de panel avec effets fixes pays et année. L'approche n'a pas pour ambition d'établir une causalité au sens fort ; elle vise à identifier une relation conditionnelle robuste, économiquement interprétable et compatible avec la taille de l'échantillon.

$$g_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta_1\pi_{i,t-1} + \beta_2(\pi_{i,t-1} \times U_i) + \beta_3FDI_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Dans cette équation, β_1 mesure l'association entre l'inflation et la croissance dans les pays non-membres de l'UEMOA ; β_2 mesure le différentiel de pente associé à l'appartenance à l'UEMOA ; l'effet total dans les pays membres est donné par $\beta_1 + \beta_2$. Cette combinaison linéaire est testée formellement dans les tableaux de résultats. L'appartenance à l'UEMOA n'est pas introduite séparément, car son effet de niveau est absorbé par les effets fixes pays.

L'équation de base est ensuite enrichie de manière séquentielle. La première extension ajoute l'ouverture commerciale ; la seconde ajoute l'investissement total. Ces deux étapes permettent de vérifier que le coefficient d'inflation et son interaction avec l'UEMOA ne reflètent ni un simple différentiel d'intégration externe, ni un défaut élémentaire de contrôle du canal d'accumulation.

$$g_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta_1\pi_{i,t-1} + \beta_2(\pi_{i,t-1} \times U_i) + \beta_3FDI_{i,t-1} + \beta_4Trade_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Les robustesses conceptuelles sont menées séparément. L'état de droit est introduit dans une spécification dédiée, puis la stabilité politique dans une autre. Cette séparation évite de confondre des dimensions fortement corrélées de la gouvernance et permet de préserver une lecture claire du mécanisme central.

$$g_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta_1\pi_{i,t-1} + \beta_2(\pi_{i,t-1} \times U_i) + \beta_3FDI_{i,t-1} + \beta_4Trade_{i,t-1} + \beta_5Inv_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$g_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta_1\pi_{i,t-1} + \beta_2(\pi_{i,t-1} \times U_i) + \beta_3FDI_{i,t-1} + \beta_4RL_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$g_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta_1\pi_{i,t-1} + \beta_2(\pi_{i,t-1} \times U_i) + \beta_3FDI_{i,t-1} + \beta_4PV_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Les équations sont estimées par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) après transformation *within*. Les erreurs standard sont regroupées au niveau des pays afin d'autoriser l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation intra-pays (Arellano, 1987 ; Cameron & Miller, 2015). Compte tenu du nombre limité de pays, l'inférence principale est complétée par des erreurs standard de Driscoll–Kraay (Driscoll & Kraay, 1998) et par un *wild cluster bootstrap-t* restreint et studentisé au niveau des pays, avec poids de Rademacher. Les quinze grappes autorisent l'énumération exhaustive des $2^{15} = 32\,768$ configurations de signes, ce qui supprime l'erreur de simulation des valeurs p (Cameron et al., 2008 ; MacKinnon & Webb, 2017 ; Roodman et al., 2019). La portée de l'analyse demeure associative plutôt que causale.

5. Résultats principaux et robustesses institutionnelles

La discussion empirique s'organise autour de deux tableaux. Le tableau 2 établit le résultat central et teste sa résistance aux variables de contrôle macroéconomiques. Le tableau 3 soumet ensuite ce résultat à deux épreuves de robustesse conceptuelle, en introduisant séparément l'état de droit et la stabilité politique.

5.1. Inflation, régime UEMOA et variables de contrôle macroéconomiques

Dans la colonne 1 du tableau 2, le coefficient associé à l'inflation retardée pour les pays non membres de l'UEMOA est négatif et significatif ($\beta_1 = -0,074$; $p = 0,029$). Pour ces pays, une hausse de 1 point d'inflation est associée à une baisse d'environ 0,07 point de la croissance du revenu réel par tête l'année suivante. Le terme d'interaction entre inflation et appartenance à l'UEMOA est également négatif et fortement significatif ($\beta_2 = -0,162$; $p < 0,001$). Dans les pays membres, l'effet total, égal à $\beta_1 + \beta_2$, atteint $-0,237$ et est hautement significatif au test de Wald. La pente inflation–croissance apparaît donc plus négative dans les pays de l'UEMOA.

Ce résultat mérite une interprétation théorique. Il contredit l'idée selon laquelle un régime plus discipliné amortirait mécaniquement le coût de l'inflation. Il est en revanche cohérent avec une lecture plus exigeante, proche de celle d'Ibarra et Trupkin (2016) : dans des environnements nominalement plus encadrés, une poussée inflationniste peut signaler un désajustement réel plus sévère, de sorte que son association avec la croissance devient plus négative. Il rejoint aussi les débats propres à l'UEMOA sur le niveau d'inflation compatible avec la croissance (Combey & Nubukpo, 2010 ; Sall, 2019). Le résultat du tableau 2 ne signifie donc pas que le régime UEMOA « cause » une moindre croissance ; il indique qu'à inflation donnée, les épisodes inflationnistes observés dans l'Union sont associés à une pénalité de croissance plus marquée.

Le coefficient des IDE entrants est positif et fortement significatif dans toutes les colonnes du tableau 2. Il stabilise l'estimation en contrôlant une dimension importante du financement externe et de l'intégration productive. Lorsque l'ouverture commerciale est introduite en colonne 2, le coefficient d'inflation dans les pays non membres de l'UEMOA reste négatif et significatif, l'interaction avec l'UEMOA demeure négative et fortement significative, et l'effet total de l'inflation dans les pays membres de l'UEMOA reste de grande ampleur. L'ouverture commerciale elle-même est positive mais

seulement marginalement significative. L'enseignement n'est pas que le commerce serait secondaire pour la croissance ouest-africaine ; il est que le résultat inflation–UEMOA ne se réduit pas à un simple différentiel d'intégration externe.

La colonne 3 ajoute l'investissement total. Là encore, les coefficients centraux restent remarquablement stables. Ni l'ouverture commerciale ni l'investissement total n'absorbent le mécanisme principal. Cette stabilité est importante : elle montre que la relation estimée n'est pas un artefact de spécification rudimentaire du côté du commerce ou du canal d'accumulation.

Tableau 2 - Inflation, UEMOA et variables de contrôle macroéconomiques

Variables	(1) Base	(2) + Commerce	(3) + Investissement
Inflation retardée (t-1)	-0,074** (0,034)	-0,075** (0,031)	-0,077*** (0,029)
Inflation × UEMOA	-0,162*** (0,044)	-0,166*** (0,042)	-0,172*** (0,043)
IDE entrants (t-1)	0,107*** (0,011)	0,109*** (0,010)	0,104*** (0,015)
Ouverture commerciale (t-1)		0,015* (0,008)	0,014 (0,010)
Investissement total (t-1)			0,023 (0,050)
Effet total dans les pays de l'UEMOA ($\beta_1 + \beta_2$)	-0,237***	-0,241***	-0,249***
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui
Effets fixes année	Oui	Oui	Oui
Observations	416	416	416
Pays	15	15	15
R² ajusté	0,116	0,119	0,117

Note : Coefficients estimés par MCO avec effets fixes pays et année ; erreurs standard clusterisées au niveau pays entre parenthèses ; *, ** et *** indiquent respectivement les seuils de 10 %, 5 % et 1 %.

5.2. Robustesses institutionnelles et stabilité politique

Le tableau 3 soumet le résultat central à deux épreuves de robustesse conceptuelle. Dans la colonne 1, qui introduit l'état de droit, l'inflation dans les pays non-membres de l'UEMOA demeure négative et significative ($\beta_1 = -0,080$; $p = 0,022$), tandis que l'interaction avec l'UEMOA reste négative et fortement significative ($\beta_2 = -0,138$; $p < 0,001$). L'effet total de l'inflation dans les pays membres de l'UEMOA est de $-0,219$ et demeure hautement significatif. Le coefficient de l'état de droit est positif mais non significatif. Le point substantiel n'est donc pas l'effet autonome de cette variable ; c'est le fait que son introduction n'absorbe pas la relation inflation–croissance ni son hétérogénéité de régime.

Dans la colonne 2, l'état de droit est remplacé par la stabilité politique. Le schéma reste très proche : l'inflation dans les pays non membres de l'UEMOA demeure négative, l'interaction avec l'UEMOA reste négative et l'effet total de l'inflation dans l'Union demeure de forte ampleur. La stabilité politique est positivement et significativement associée à la croissance. Ce résultat est cohérent avec la littérature reliant prévisibilité politique, climat de confiance et performance économique (Aisen & Veiga, 2006, 2008 ; Haggard & Tiede, 2011). Mais surtout, l'ajout de cette variable ne dissout pas le coefficient d'inflation. La relation inflation–croissance ne semble donc pas être un simple proxy d'instabilité politique.

Une spécification complémentaire, présentée dans l'annexe A3, introduit l'efficacité gouvernementale. Elle ne modifie pas la structure générale des résultats : le coefficient de l'inflation reste négatif, l'interaction avec l'UEMOA demeure négative et l'effet total de l'inflation dans l'Union reste substantiellement défavorable à la croissance. Ces vérifications convergent vers la même conclusion : les institutions et la stabilité politique conditionnent l'environnement dans lequel l'inflation opère, mais elles ne remplacent pas son rôle explicatif.

Tableau 3 - Robustesses institutionnelles et stabilité politique

Variables	(4) État de droit	(5) Stabilité politique
Inflation retardée (t-1)	-0,080** (0,035)	-0,078** (0,036)
Inflation × UEMOA	-0,138*** (0,041)	-0,139*** (0,040)
IDE entrants (t-1)	0,106*** (0,011)	0,107*** (0,011)
État de droit (t-1)	1,045 (0,896)	
Stabilité politique (t-1)		0,541** (0,245)
Effet total dans les pays de l'UEMOA ($\beta_1 + \beta_2$)	-0,219***	-0,217***
Effets fixes pays	Oui	Oui
Effets fixes année	Oui	Oui
Observations	410	410
Pays	15	15
R² ajusté	0,110	0,111

Note : Coefficients estimés par MCO avec effets fixes pays et année ; erreurs standard clusterisées au niveau pays entre parenthèses ; *, ** et *** indiquent respectivement les seuils de 10 %, 5 % et 1 %.

5.3. Lecture synthétique des résultats

Pris ensemble, les tableaux 2 et 3 conduisent à une conclusion cohérente. L'inflation retardée est associée à une moindre croissance du revenu réel par tête dans l'espace CEDEAO. Cette pénalité est plus forte dans les pays membres de l'UEMOA. Elle résiste à l'introduction des principales variables de contrôle macroéconomiques et n'est absorbée ni par l'état de droit ni par la stabilité politique. L'apport du résultat ne réside donc pas seulement dans le signe négatif du coefficient d'inflation ; il réside surtout dans le fait que la relation inflation–croissance apparaît dépendante du régime monétaire et institutionnel.

6. Robustesses complémentaires, portée analytique et limites

Quatre vérifications complémentaires précisent la portée des résultats. Premièrement, une winsorisation aux 1er et 99e percentiles appliquée aux variables centrales ne renverse pas le message principal : le coefficient d'inflation dans les pays non membres de l'UEMOA demeure négatif et significatif, le terme d'interaction reste négatif et l'effet total de l'inflation dans les pays de l'UEMOA demeure défavorable à la croissance. L'argument de l'article ne repose donc pas sur quelques observations extrêmes.

Deuxièmement, avec les erreurs standard de Driscoll–Kraay présentées dans l'annexe A2, le signe et l'ordre de grandeur des coefficients centraux demeurent proches de ceux de la spécification principale. Le terme d'interaction reste négatif, mais n'est plus statistiquement significatif aux seuils usuels. La robustesse porte donc sur la direction de la relation plutôt que sur l'uniformité de sa précision statistique.

Troisièmement, un *wild cluster bootstrap-t* restreint et studentisé, fondé sur des poids de Rademacher et l'énumération des 32 768 configurations possibles pour les quinze pays, conduit à une inférence plus prudente. Dans le modèle de base, les valeurs *p* sont de 0,114 pour le coefficient de l'inflation, de 0,093 pour l'interaction inflation $\times$ UEMOA et de 0,106 pour l'effet total dans les pays de l'UEMOA. Dans la spécification macroéconomique la plus complète, elles s'établissent respectivement à 0,099, 0,052 et 0,064. Les signes et les ordres de grandeur demeurent inchangés, mais aucune de ces hypothèses n'est rejetée au seuil de 5 % ; plusieurs le sont ou s'en approchent au seuil de 10 %. L'annexe A5 présente l'ensemble des résultats.

Quatrièmement, les exercices *leave-one-country-out* présentés dans l'annexe A4 ne modifient pas le signe de l'interaction inflation $\times$ UEMOA. L'exclusion du Nigeria ou du Libéria ne renverse pas la conclusion. La précision statistique diminue toutefois lorsque la Guinée-Bissau est retirée : le terme d'interaction et l'effet total ne sont alors plus significatifs aux seuils usuels. Cette sensibilité invite à distinguer la stabilité du signe de l'uniformité de la significativité dans un échantillon de quinze pays, dont huit membres de l'UEMOA.

Une extension exploratoire mobilisant les données de l'Armed Conflict Location & Event Data (ACLED, n.d.), organisation indépendante à but non lucratif qui collecte, analyse et cartographie les événements de conflit et de manifestation, sur la sous-période 2021–2024, produit des résultats instables et globalement non conclusifs. Cette instabilité ne contredit pas le cœur de l'analyse ; elle montre qu'une fenêtre courte ne peut servir de socle principal à l'identification. Les données ACLED éclairent utilement la lecture récente des économies fragiles, sans pouvoir constituer la base du dispositif empirique principal.

Ces vérifications précisent ce que l'article établit et ce qu'il n'établit pas. Il ne démontre pas un effet causal du régime UEMOA sur la croissance. L'interaction estimée identifie une hétérogénéité de pente, non une causalité institutionnelle forte. La conclusion n'est donc pas que l'UEMOA « freine » la croissance. Plus exactement, dans cet espace institutionnel, les épisodes inflationnistes observés sont associés à une dégradation plus forte de la croissance du revenu réel par tête.

L'article conserve trois limites. La première est l'endogénéité résiduelle. La deuxième tient à la taille de l'échantillon, qui interdit de multiplier sans coût les dimensions d'hétérogénéité. La troisième est plus substantielle : l'article ne distingue pas précisément les sources de l'inflation — chocs d'offre, dépréciation, tensions budgétaires ou importation de l'inflation mondiale. Il montre que l'inflation est plus coûteuse pour la croissance dans un certain cadre, sans établir définitivement le canal par lequel ce coût est amplifié.

7. Conclusion

Cet article examine la relation entre inflation et croissance du revenu réel par tête dans l'espace CEDEAO en testant si cette relation varie selon l'appartenance à l'UEMOA. Dans les pays non membres, le coefficient associé à l'inflation retardée est négatif et significatif. Dans les pays membres, la somme du coefficient de base et du terme d'interaction est plus négative encore. Cette configuration demeure dans les spécifications qui introduisent successivement les IDE, l'ouverture commerciale et l'investissement total. L'inflation apparaît ainsi comme une contrainte macroéconomique réelle, sans que les estimations autorisent une lecture causale du régime UEMOA.

L'apport principal réside dans l'hétérogénéité de pente identifiée selon l'appartenance à l'UEMOA. Dans les spécifications principales, le terme d'interaction indique que la pénalité de croissance associée à l'inflation est plus forte dans les pays membres que dans les autres pays de la CEDEAO. Le signe demeure stable dans les vérifications complémentaires, mais sa significativité n'est pas uniforme sous l'inférence de Driscoll–Kraay, sous le wild cluster bootstrap exact et lorsque la Guinée-Bissau est exclue. Le résultat doit donc être lu comme une association conditionnelle robuste dans sa direction, et non comme un effet causal du régime UEMOA sur la croissance.

Cette conclusion a une implication analytique claire. L'analyse des épisodes inflationnistes en Afrique de l'Ouest gagne à tenir compte du régime dans lequel ils surviennent, au-delà d'une opposition générale entre zones monétaires ou d'un seuil agrégé d'inflation. Les résultats suggèrent que, dans l'espace UEMOA, une poussée inflationniste est associée à un coût de croissance particulièrement élevé. Une interprétation plausible, cohérente avec la littérature récente sur la dynamique de l'inflation dans l'Union, est que l'inflation y capte davantage des perturbations réelles sévères que de simples écarts nominaux transitoires.

Au total, les résultats indiquent que l'inflation ne constitue pas un phénomène homogène dans l'espace CEDEAO : son association avec la croissance varie selon le régime monétaire et l'environnement institutionnel. Cette hétérogénéité invite à analyser la stabilité des prix en relation avec les caractéristiques réelles et institutionnelles des économies ouest-africaines.

8. Références bibliographiques

- Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. A. (2005). Institutions as a fundamental cause of long-run growth. In P. Aghion & S. N. Durlauf (Eds.), *Handbook of economic growth* (Vol. 1A, pp. 385–472). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1574-0684\(05\)01006-3](https://doi.org/10.1016/S1574-0684(05)01006-3)
- Aisen, A., & Veiga, F. J. (2006). Does political instability lead to higher inflation? A panel data analysis. *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(5), 1379–1389. <https://doi.org/10.1353/mcb.2006.0080>
- Aisen, A., & Veiga, F. J. (2008). Political instability and inflation volatility. *Public Choice*, 135(3–4), 207–223. <https://doi.org/10.1007/s11127-007-9254-x>
- Arellano, M. (1987). Computing robust standard errors for within-groups estimators. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 49(4), 431–434. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1987.mp49004006.x>
- Armed Conflict Location & Event Data (ACLED). (n.d.). *Country/time-period coverage*. Retrieved April 16, 2026, from <https://acleddata.com/methodology/countrytime-period-coverage>
- Bruno, M., & Easterly, W. (1998). Inflation crises and long-run growth. *Journal of Monetary Economics*, 41(1), 3–26. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(97\)00063-9](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(97)00063-9)
- Cameron, A. C., Gelbach, J. B., & Miller, D. L. (2008). Bootstrap-based improvements for inference with clustered errors. *The Review of Economics and Statistics*, 90(3), 414–427. <https://doi.org/10.1162/rest.90.3.414>

- Cameron, A. C., & Miller, D. L. (2015). A practitioner's guide to cluster-robust inference. *Journal of Human Resources*, 50(2), 317–372. <https://doi.org/10.3368/jhr.50.2.317>
- Combey, A., & Nubukpo, K. (2010). *Effets non linéaires de l'inflation sur la croissance dans l'UEMOA* (MPRA Paper No. 23542). University Library of Munich. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/23542/>
- Communauté économique des États de l'Afrique de l'Ouest. (s. d.). *Creation (history)*. Consulté le 31 juillet 2026, sur <https://www.ecowas.int/creation-history/>
- Driscoll, J. C., & Kraay, A. C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549–560. <https://doi.org/10.1162/003465398557825>
- Eggoh, J. C., & Khan, M. (2014). On the nonlinear relationship between inflation and economic growth. *Research in Economics*, 68(2), 133–143. <https://doi.org/10.1016/j.rie.2014.01.001>
- Fernandes, C. M. (2023). Inflation dynamics in the West African Economic and Monetary Union: WAEMU. *IMF Selected Issues Papers*, 2023(038). <https://doi.org/10.5089/9798400242687.002>
- Fischer, S. (1993). The role of macroeconomic factors in growth. *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 485–512. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(93\)90027-D](https://doi.org/10.1016/0304-3932(93)90027-D)
- Gbaguidi, T. A. (2016). Pacte de convergence et volatilité de l'inflation dans les pays de l'UEMOA. *Revue d'Economie Théorique et Appliquée*, 6(1), 37–56. <https://doi.org/10.62519/reta.v6n1a3>
- Gbaguidi, T. A. (2022). Déficit budgétaire versus inflation dans une union monétaire hétérogène : Cas de l'UEMOA. *Revue d'Economie Théorique et Appliquée*, 12(2), 259–272. <https://doi.org/10.62519/reta.v12n2a8>
- Gueye, A. B., & Diagne, S. A. (2022). Investissement privé et croissance en Afrique : La qualité des institutions est-elle importante ? *Revue d'Economie Théorique et Appliquée*, 12(1), 37–52. <https://doi.org/10.62519/reta.v12n1a3>
- Haggard, S., MacIntyre, A., & Tiede, L. (2008). The rule of law and economic development. *Annual Review of Political Science*, 11, 205–234. <https://doi.org/10.1146/annurev.polisci.10.081205.100244>
- Haggard, S., & Tiede, L. (2011). The rule of law and economic growth: Where are we? *World Development*, 39(5), 673–685. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2010.10.007>
- Ibarra, R., & Trupkin, D. R. (2016). Reexamining the relationship between inflation and growth: Do institutions matter in developing countries? *Economic Modelling*, 52(B), 332–351. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2015.09.011>

- International Monetary Fund. (2025, April). *World Economic Outlook database, April 2025* [Data set]. <https://www.imf.org/en/Publications/WEO/weo-database/2025/April>
- Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2010). *The Worldwide Governance Indicators: Methodology and analytical issues* (Policy Research Working Paper No. 5430). World Bank. <http://hdl.handle.net/10986/3913>
- Khan, M. S., & Senhadji, A. S. (2001). Threshold effects in the relationship between inflation and growth. *IMF Staff Papers*, 48(1), 1–21. <https://doi.org/10.2307/4621658>
- Kora Guera, A. (2023). Réexamen des déterminants de l'inflation dans les pays en développement. *Revue d'Economie Théorique et Appliquée*, 13(1), 1–20. <https://doi.org/10.62519/reta.v13n1a1>
- Kremer, S., Bick, A., & Nautz, D. (2013). Inflation and growth: New evidence from a dynamic panel threshold analysis. *Empirical Economics*, 44(2), 861–878. <https://doi.org/10.1007/s00181-012-0553-9>
- MacKinnon, J. G., & Webb, M. D. (2017). Wild bootstrap inference for wildly different cluster sizes. *Journal of Applied Econometrics*, 32(2), 233–254. <https://doi.org/10.1002/jae.2508>
- North, D. C. (1990). *Institutions, institutional change and economic performance*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511808678>
- Rodrik, D., Subramanian, A., & Trebbi, F. (2004). Institutions rule: The primacy of institutions over geography and integration in economic development. *Journal of Economic Growth*, 9(2), 131–165. <https://doi.org/10.1023/B:JOEG.0000031425.72248.85>
- Roodman, D., MacKinnon, J. G., Nielsen, M. Ø., & Webb, M. D. (2019). Fast and wild: Bootstrap inference in Stata using boottest. *The Stata Journal*, 19(1), 4–60. <https://doi.org/10.1177/1536867X19830877>
- Sall, A. K. (2019). Quelle cible d'inflation pour les pays de l'UEMOA ? *Revue française d'économie*, 34(4), 71–112. <https://doi.org/10.3917/rfe.194.0071>
- Sanon, J. (2023). Effet de la politique monétaire de pilotage des taux d'intérêt sur l'offre de crédit bancaire dans l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine. *Revue d'Economie Théorique et Appliquée*, 13(1), 115–134. <https://doi.org/10.62519/reta.v13n1a7>
- Traoré, A. O., & Traoré, B. (2019). Dépenses publiques, gouvernance et croissance économique des pays d'Afrique subsaharienne. *Revue d'Economie Théorique et Appliquée*, 9(1), 53–70. <https://doi.org/10.62519/reta.v9n1a4>
- United Nations Statistics Division. (2026, January). *National accounts – Analysis of Main Aggregates (AMA)* [Data set]. <https://unstats.un.org/unsd/snaama/>

World Bank. (n.d.). *World Development Indicators* [Data set]. Retrieved April 16, 2026, from <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>

World Bank. (2025). *Worldwide Governance Indicators, 2025 revision: Governance estimates and absolute scores (1996–2024)* [Data set]. <https://www.worldbank.org/en/publication/worldwide-governance-indicators>

9. Annexes

Annexe A1. Variables et sources

Variable	Définition	Source	Rôle
dln_pref_real_gdp_pc_constant_2015usd	Croissance du revenu réel par tête (%)	WDI/WEO/UN SD	Variable dépendante
L1_pref_cpi_inflation_pct	Inflation retardée (t-1, %)	WDI/WEO	Régressseur principal
uemoa_member_endyear	Appartenance à l’UEMOA (0/1) 0 : n’appartient pas à l’UEMOA 1 : appartient à l’UEMOA	Codage de l’auteur	Modérateur
L1_pref_fdi_net_inflows_pct_gdp	IDE entrants retardés (% PIB)	WDI/WEO	Contrôle principal
L1_pref_trade_open_pct_gdp	Ouverture commerciale retardée (% PIB)	WDI/WEO/UN SD	Contrôle de robustesse
L1_pref_total_invest_pct_gdp	Investissement total retardé (% PIB)	WDI/WEO/UN SD	Contrôle de robustesse
L1_wgi_rl_est_ann	État de droit retardé (WGI)	WGI 2025	Robustesse inst.
L1_wgi_pv_est_ann	Stabilité politique retardée (WGI)	WGI 2025	Robustesse pol.
L1_wgi_ge_est_ann	Efficacité gouvernementale retardée (WGI)	WGI 2025	Robustesse annexe

Source : compilation de l’auteur à partir de WDI, WEO, WGI et UNSD.

Annexe A2. Robustesses complémentaires (panel A)

Variable	Winsorisé base	Winsorisé + macro	Driscoll–Kraay
Inflation	-0,049**	-0,056***	-0,074*
Inflation × UEMOA	-0,070**	-0,080***	-0,162
IDE entrants	0,115***	0,097***	0,107**
Ouverture commerciale		0,015	
Investissement total		0,036	
Effet total - pays UEMOA	-0,119***	-0,136***	-0,237
Observations	416	416	416

Note : Les coefficients sont reportés avec les étoiles de significativité. Le modèle Driscoll–Kraay correspond à la spécification de base.

Annexe A3. Robustesses complémentaires (panel B)

Variable	Efficacité gouvernementale	ACLED 2021–2024
Inflation	-0,084***	-0,047*
Inflation × UEMOA	-0,146***	0,078
IDE entrants	0,108***	-0,171**
Efficacité gouvernementale	-0,219	
Indicateur ACLED		0,429
Effet total - pays UEMOA	-0,230***	0,031
Observations	410	60

Note : La colonne ACLED doit être lue comme une vérification exploratoire de fenêtre courte.

Annexe A4. Stabilité du terme d'interaction : leave-one-country-out

Pays exclu	Coeff. interaction	Valeur p	Effet total - pays UEMOA	Valeur p (total)
Bénin	-0,167	< 0,001	-0,242	< 0,001
Burkina Faso	-0,157	0,001	-0,233	< 0,001
Côte d'Ivoire	-0,159	0,001	-0,233	< 0,001
Cabo Verde	-0,145	0,001	-0,228	< 0,001
Ghana	-0,166	0,005	-0,240	< 0,001
Guinée	-0,165	< 0,001	-0,248	< 0,001
Gambie	-0,157	< 0,001	-0,239	< 0,001
Guinée-Bissau	-0,036	0,673	-0,101	0,201
Libéria	-0,196	< 0,001	-0,238	< 0,001
Mali	-0,160	< 0,001	-0,239	< 0,001
Niger	-0,167	< 0,001	-0,243	< 0,001
Nigeria	-0,160	0,001	-0,236	< 0,001
Sénégal	-0,161	< 0,001	-0,238	< 0,001
Sierra Leone	-0,168	0,002	-0,243	< 0,001
Togo	-0,169	< 0,001	-0,242	< 0,001

Note : Le signe du terme d'interaction demeure négatif dans tous les exercices. La significativité du terme d'interaction et de l'effet total disparaît lorsque la Guinée-Bissau est exclue.

Annexe A5. Inférence par *wild cluster bootstrap* exact

Hypothèse	(1) Base	(2) + Commer ce	(3) + Investiss ement	(4) État de droit	(5) Stabilité politique
Inflation retardée	0,114	0,103	0,099	0,084	0,079
Inflation × UEMOA	0,093	0,078	0,052	0,118	0,106
Effet total – pays UEMOA	0,106	0,097	0,064	0,107	0,096
Observations	416	416	416	410	410

Note : Valeurs p bilatérales à queues égales d'un *wild cluster bootstrap-t* restreint et studentisé, avec regroupement au niveau des pays et poids de Rademacher. Les 32 768 configurations de signes possibles (2^{15}) sont énumérées. Les coefficients ponctuels sont ceux des modèles (1) à (5).